

JÚLIO CÉSAR ALVES RAMOS

CONSUMO GOVERNAMENTAL E CRESCIMENTO

Dissertação de Mestrado Acadêmico em Economia

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE)

Universidade de Brasília (UnB)

Fevereiro - 2014

JÚLIO CÉSAR ALVES RAMOS

CONSUMO GOVERNAMENTAL E CRESCIMENTO

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE) da Universidade de Brasília (UnB) como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto de Góes Ellery Junior

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE)

Universidade de Brasília (UnB)

Fevereiro 2014

CONSUMO GOVERNAMENTAL E CRESCIMENTO

Júlio César Alves Ramos

Composição da Banca Examinadora

Professor Dr. Roberto de Góes Ellery Júnior

Programa de Pós-Graduação em Economia – Universidade de Brasília
Presidente

Professor Dr. Victor Gomes

Programa de Pós-Graduação em Economia – Universidade de Brasília
Membro Interno

Professor Dr. Adolfo Sachsida

Universidade Católica de Brasília
Membro Externo

AGRADECIMENTOS

Inúmeras pessoas participaram, direta ou indiretamente, da realização deste trabalho, o que torna impossível relacionar todas sem cometer omissões.

Dentre elas destaco: meus chefes no Ministério da Fazenda, e mais especificamente no Conselho Administrativo de Recursos Fiscais, pela compreensão com as inevitáveis flexibilizações de horários necessárias ao atendimento aos compromissos do Mestrado.

E o Professor Dr. Roberto de Góes Ellery Junior, que me orientou ao longo da jornada, orientação sem a qual não teria chegado ao destino exitosamente.

A Deus, sobre tudo e sobre todos.

Aos meus professores de Macroeconomia, que souberam despertar em mim o interesse
pela disciplina.

A meus pais, sem os quais nada teria sido possível.

A Hélvia, sem a qual nada faria sentido.

RAMOS, J. C. A. **Consumo Governamental e Crescimento**. Brasília-DF. 2014.
[Dissertação de Mestrado Acadêmico – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – Universidade de Brasília].

RESUMO

Este trabalho investiga a relação possivelmente existente entre tamanho do Governo, medido pela participação proporcional no PIB de suas despesas em consumo, e a taxa de crescimento econômico anual num universo de 156 países no período de 1970 a 2010. Diferentemente de trabalhos anteriores, porém, o estudo mantém a natureza de painel dos dados e faz uso da metodologia *within* de efeitos fixos para lidar com a heterogeneidade entre os países. Os resultados ratificam a existência de uma relação negativa, estatisticamente significativa a 1%. A estimativa encontrada aponta uma redução de cerca de 0,02 ponto percentual na taxa de crescimento para cada aumento percentual na proporção daquelas despesas no PIB, quando controlada por despesas de consumo das famílias, investimento (público + privado) e grau de abertura da economia.

ABSTRACT

This research focuses on the possible relationship between the size of the Government, measured by the proportion over the GDP of its consumption expenditures and the annual growth rate of per capita GDP. Unlike previous studies, however, it maintains the panel nature of the data and uses the within methodology to deal with the heterogeneity between countries. Its results confirm the negative nature of the relationship, statistically significant at 1%. The estimate points to a 0.02 percentage point reduction in the growth rate for each percentage increase in that proportion when controlled for personal consumption, investment (both public and private) and openness.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	9
REVISÃO DA LITERATURA SOBRE O TEMA	11
CONSIDERAÇÕES ECONÔMETRICAS	35
ANÁLISE DOS DADOS E PRINCIPAIS RESULTADOS	45
CONCLUSÃO	54
RELAÇÃO DE PAÍSES INCLUÍDOS NA AMOSTRA	57
APÊNDICE A	60
APÊNDICE B	61
APÊNDICE C	64
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	65

INTRODUÇÃO

A busca da possível relação entre a taxa de crescimento do PIB per capita e o tamanho do Governo, medido pela participação percentual no PIB de suas despesas, tem constituído recorrente tema de pesquisa. Segundo Grier e Tullock (1989, p. 262-263) os resultados obtidos têm sido controversos, a depender do que se inclua entre as despesas governamentais.

Nesse sentido, o primeiro ponto de controvérsia dizia respeito a o que incluir como variável independente, se o nível das despesas ou a sua taxa de crescimento média. A segunda opção encontrava respaldo no modelo neoclássico de crescimento, para o qual eventual influência do nível do tamanho do governo somente poderia ser temporária, de modo que apenas variações sucessivas naquele nível poderiam induzir mudanças de longo prazo.

Ainda que a primeira opção tenha sido adotada em trabalhos das décadas de 70 e início dos 80 do século passado, prévios, portanto, à consolidação dos modelos de crescimento endógeno, esses modelos é que vêm a dar suporte teórico para a adoção do nível das despesas como variável relevante, percepção que se faz clara a partir dos trabalhos teóricos do professor Robert Barro no final daqueles anos 80.

Independente, porém, de qual fosse a variável escolhida, os resultados eram inconclusivos, estudos havendo que claramente apontavam uma relação negativa, outros, uma relação positiva, havendo ainda os que indicavam a ausência de relação estatisticamente significativa.

Os mesmos trabalhos do professor Barro também ajudaram a entender o porquê dessa disparidade de resultados, ao caracterizar que a distinção relevante era entre despesas governamentais que contribuíam para o aumento da produtividade do setor privado e as que não o faziam. Deixava claro ainda que a identificação destas às despesas de consumo do governo requeria delas excluir parcelas que contribuíam, ainda que indiretamente, para aquele aumento, a exemplo das efetuadas em educação e defesa.

Feitos os devidos ajustes nas despesas de consumo correntemente divulgadas, o modelo teórico sugere, sem qualquer ambiguidade, uma relação negativa

entre o nível dessas despesas e o crescimento do PIB per capita, a qual se confirmou no presente trabalho.

O próprio professor Barro confirmou essa relação negativa em estudos empíricos que realizou no final dos anos 1980. Neles, porém, manteve a prática de converter em simples dados em corte (*cross-section*) os dados em painel (*panel data*) já disponíveis. Essa prática também foi adotada em todos os estudos anteriores, à exceção do de Grier e Tullock (1989), ainda que todos os autores reconhecessem a perda de informações decorrente da desconsideração da dimensão temporal.

De acordo com Cameron e Trivedi (2005, p. 698, tradução nossa),

uma significativa vantagem de dados em painel é uma crescente precisão na estimação. Isso é o resultado do incremento no número de observações decorrente de combinar ou agrupar os dados para cada indivíduo em vários períodos de tempo.¹

Ademais, como também indicado pelos mesmos autores (p. 699), a conversão de dados em painel em meros dados em corte por meio da adoção de médias que levem em conta todo o período considerado, e sua regressão por mínimos quadrados ordinários (mqo), produz estimadores inconsistentes se efeitos não-observáveis específicos de cada país estiverem presentes e forem correlacionados com os regressores explicitamente incluídos.

Por isso, o presente trabalho debruça-se sobre um painel de 156 países ao longo dos anos 1970 a 2010 (Sumers, Heston e Aten, 2012) para rever aquelas conclusões por meio do emprego das modernas ferramentas econométricas que permitem a análise de dados em painel com a efetiva consideração de tais efeitos não-observáveis. Trata-se, portanto, de um “painel curto” na linguagem de Cameron e Trivedi (p. 697), o que tem implicações no que tange às correções a fazer nos erros-padrão.

¹ A major advantage of panel data is increased precision in estimation. This is the result of an increase in the number of observations owing to combining or pooling several time periods of data for each individual.

REVISÃO DA LITERATURA SOBRE O TEMA

A relação aqui estudada já foi objeto de diversos estudos entre as décadas dos 70 e 80 do século passado, os quais produziram resultados contraditórios.

O primeiro trabalho reportado na literatura é o de Robinson (1977), que encontrou uma relação **positiva** entre a taxa de crescimento do **PNB** e a **receita** governamental, especialmente em países mais pobres. Ele se insere na chamada “teoria da dependência” e busca estender os resultados de diversos trabalhos empíricos anteriores que, usando diferentes medidas de dependência,

[...] tais como ajuda externa, estrutura da balança comercial, investimento estrangeiro e dívida externa pública para o período 1950-70 [...] concluíram que o efeito desses diferentes tipos de dependência tem sido o de deprimir as taxas de crescimento (Robinson, 1977, p. 3, tradução nossa)²

Ainda segundo o autor, os estudos anteriores apontam para a importância de distinguir entre os efeitos de curto e de longo prazos daquelas variáveis sobre o crescimento econômico. Enquanto os primeiros são em geral positivos, o mesmo não ocorre, necessariamente, com os de longo prazo.

Entre as explicações sugeridas para essa relação negativa, estariam mudanças na “estrutura e força do estado” (p. 4, tradução nossa).

No seu estudo o autor se propõe, então, a “[...] testar a hipótese sugerida pelos estudos anteriores de que um dos meios pelos quais a dependência externa afeta o crescimento econômico é por intermédio de seu efeito sobre a força do estado.” (p. 4, tradução nossa)³

² [...] such as foreign aid, the structure of trade, foreign investment, and external public debt for the period 1950-70 [...] have found that the effects of these different types of dependence have been to retard the rate of economic growth during this period.

³ That is, we test the hypothesis suggested by the previous studies that one of the ways dependence affects economic growth is through its effects on state strength

Mais concretamente, ele estuda a influência de quatro medidas de dependência sobre as **receitas** governamentais (que usa como *proxy* para a variável força do estado), esperando encontrar uma relação negativa. Em seguida, correlaciona a receita governamental à taxa de crescimento do PNB, controlando por dependência, esperando encontrar uma relação positiva.

Ainda segundo o autor, os resultados empíricos do trabalho, que “usa dados agregados ao nível nacional para todos os países que tinham as necessárias informações para os anos de 1955 e 1970 e aplica o método de análise de regressão com dados em painel” (p. 4, tradução nossa)⁴, confirmaram ambas as relações.

Em verdade, a segunda relação que o autor encontrou, ainda segundo ele mesmo, foi entre “as receitas governamentais e o Produto Nacional Bruto, nossa medida de crescimento econômico” (p. 4, tradução nossa)⁵. Aí não é explicado por que o nível do produto é uma medida do seu crescimento.

Como bem observado por Ram (1986), essa constatação sugeriria, quando muito, a existência de uma correlação entre o **crescimento** das receitas governamentais e o crescimento do produto, mas nada pode ser daí extraído em termos de relação entre o **nível** das receitas (ou despesas) e o crescimento econômico. Cabe ainda acrescentar que a direção de causalidade sempre pode ser suposta ao contrário, isto é, maior produto levando a maiores receitas (ou despesas, segundo a “lei” de Wagner).

Landau (1983) usa dados em corte para 104 países obtidos de Kravis; Summers e Heston (1979) para testar a relação entre a taxa de crescimento do PIB per capita (*y*) e o tamanho do Governo (GS), medido pela proporção de suas despesas de consumo no PIB. Segundo o autor (p. 784):

“Claramente, quando se examina a relação empírica entre GS e *y*, deve-se levar em consideração outros fatores. Infelizmente, não existe qualquer teoria aceitável do que determina a taxa de crescimento de *y* e, portanto, nenhum conjunto de variáveis geralmente aceito a incluir no estudo. Ao contrário, vários estudos e o senso comum sugerem

⁴ *The empirical analyses use aggregate national-level data for all countries which have the necessary information in 1955 and 1970. The hypothesis is tested using the method of panel regression analyses*

⁵ *The second section of the analyses then proceeds to study the effects of the government revenues on GNP – our measure of economic growth*

diferentes fatores que poderiam ter impacto significativo sobre a taxa de crescimento”.⁶ (tradução nossa)

Por isso, em uma primeira etapa de especificação, o autor incluiu generosa quantidade de regressores para atender a diferentes pontos de vista quanto ao crescimento. Eles cobrem desde os razoavelmente consensuais níveis iniciais do PIB per capita e de capital humano – este medido segundo diferentes *proxies* tanto relacionadas à educação como a nutrição e saúde – até sugestões menos ortodoxas oriundas da “escola estruturalista”.

Desse teste inicial de especificação, confirmou-se relevante o nível inicial do PIB per capita, que permite checar a hipótese de convergência decorrente do modelo neoclássico, embora o autor reconheça que, segundo Kuznets (1977), os estudos empíricos até então realizados somente a confirmassem entre os países ricos.

Além dela, apenas uma *proxy* relativa a investimento em capital humano em educação, que o autor designou como investimento total em educação. Ela se constitui de uma soma ponderada das taxas de matrícula escolar (*enrollment ratios*) primária, secundária e superior, esta última entre a população de 20 a 24 anos de idade.

Os resultados encontrados mostraram, em geral, uma relação negativa entre as despesas de consumo governamental e a taxa de crescimento do PIB. Ela apenas não se confirmou quando os países foram agrupados segundo similaridades tais como o nível inicial de renda e a localização:

A relação negativa foi encontrada para o conjunto completo de países, ponderado ou não pela população, para todos os seis períodos examinados, e excluindo ou incluindo os principais exportadores de petróleo. Foi também encontrada para as metades superior e média do conjunto (segundo a renda per capita) e para o Terceiro Mundo. Ela apenas não se verificou na metade inferior (por renda). Os coeficientes são significativos a 5% ou menos exceto para o menor período (1961-1968) e para a metade inferior em uma das regressões. Nesse último

⁶ Clearly, when we examine the empirical relationship between *GS* and *y* we must allow for other factors. Unfortunately, there is not any acceptable theory of what determines the growth rate of *y* and therefore, there is no generally accepted set of variables to include in the study. Rather, various studies and common sense suggest various factors which could have significant impact on the growth rate.

caso, porém, os coeficientes positivos não são significativos nem mesmo a 20% (p. 791, tradução nossa)⁷.

Ram (1986) adapta um modelo de dois setores inicialmente desenvolvido por Feder (1982) para medir o impacto das exportações no crescimento econômico. No modelo original, a ênfase recaía na diferença de produtividade entre o setor exportador e o não-exportador, que se supunha existir em face da maior competitividade a que estaria submetido o primeiro (Feder, 1982, p. 61), e numa possível externalidade do primeiro para o segundo, que captaria os

efeitos benéficos das exportações sobre os outros setores [Keesing (1967, p. 311 e 1979, pp. 4-5)], tais como o desenvolvimento de gestão mais eficiente porquanto submetida à competição internacional, a introdução de melhores técnicas de produção, treinamento de mão-de-obra de melhor qualidade, um fluxo mais estável de insumos importados etc⁸ (Feder, 1982, p. 60/61, tradução nossa).

Ambas as hipóteses são mantidas no modelo adaptado, embora Ram, diferentemente de Feder, procure testar a existência de tal externalidade mais do que pressupô-la de antemão. O modelo contempla então dois setores, um governamental e outro não-governamental cujos produtos são funções do capital e do trabalho neles empregados, sendo que o produto do setor governamental entra na função de produção do outro setor, refletindo a suposta externalidade. Assim:

$$F=F(K_f, L_f, G)$$

$$G=G(K_g, L_g)$$

O produto total da economia é a soma dos produtos dos dois setores, assim como o são os totais de capital e de trabalho empregados:

⁷ *The negative relationship was found for the full sample of countries, unweighted or weighted by population, for all six time periods examined, and excluding or including the major oil exporters. It was also found for the top and middle halves of the set (sorted by per capita income) and for the third world. The negative relationship did not hold inside the bottom half (by income). The negative regression coefficients were significant at the 5% level or better except for the shorter period (1961-68) and for one of the two regressions for the top half. The positive coefficients for the bottom half were not statistically significant at the 20% level.*

⁸ *[...]the beneficial effects of exports on other sectors [Keesing (1967, p. 311 e 1979, pp 4-5)], such as the development of efficient and internationally competitive management, the introduction of improved production techniques, training of higher quality labor, steadier flow of imported inputs, etc.*

$$Y = F + G \quad (a)$$

$$K_f + K_g = K \quad (b)$$

$$L_f + L_g = L \quad (c)$$

A igualdade (a), na verdade uma identidade, implica, por óbvio, que ambos os “produtos marginais setoriais”, dY/dG e dY/dF – entendidos como o acréscimo no produto total decorrente do aumento do produto de dado setor, mantido constante o produto do outro – seriam iguais a um. A existência de externalidade positiva (negativa), no entanto, faz com que aumentos em G levem a aumentos (reduções) em F , de modo que o aumento no produto total será diferente do aumento original em G .

À hipótese tradicional de diferenciabilidade das funções de produção é acrescida a de que haja uma relação estável entre as produtividades nos dois setores para cada fator tomado separadamente: $G_K/F_K = G_L/F_L = 1 + \delta$, em que I_i , $I=G,F$ e $i=K,L$ indica a produtividade do fator i no setor I . Naturalmente, essa proporção implica $F_L/F_K = G_L/G_K$, e, por isso mesmo, o sinal de δ indica se a relação de produtividades no setor governamental é maior ou menor do que a que se verifica no setor não-governamental, zero indicando igualdade. Ela não indica, no entanto, que $G_K = F_K$ nem que $G_L = F_L$.

Claramente, $\delta \neq 0$ pressupõe a existência de algum impedimento à maximização do produto ($\delta = 0$ para dados preços). Para Feder, isso decorre da maior competitividade a que estaria exposto o setor exportador, o que “induz maior capacidade de inovar, melhor administração dos recursos e adaptabilidade. Outra razão seria (apud Balassa, 1977) a presença de regulações e de diversas restrições, tais como as relativas ao crédito e ao câmbio” (Feder, 1982, p. 61, tradução nossa)⁹. Desnecessário até dizer, nenhuma delas parece típica do setor governamental, ainda que os resultados empíricos obtidos por Ram tenham confirmado a hipótese de um valor positivo para δ .

⁹ *Competition induces innovativeness, adaptability, efficient management of firms' resources, etc. Another reason for deviations between sectoral marginal factor productivities are various regulations and constraints such as credit and exchange rationing [Balassa (1977)]*”

Como aponta Wu (2005, p. 5), a constância desse diferencial – tanto entre os países como ao longo do tempo – ainda que não justificada teoricamente por Ram, é essencial tanto para a diferenciação (1), como para a implementação de seus testes econométricos. Vale acrescentar que em Feder (1982) ela apenas é justificada por necessidades de aplicação empírica (p. 61).

Essas hipóteses permitem derivar a seguinte expressão geral, aproximada, para a taxa de crescimento do produto:

$$\gamma_Y = \alpha(I/Y) + \beta\gamma_L + [(\delta/1+\delta) - \theta]\gamma_G(G/Y) + \theta\gamma_G, \quad (1)$$

em que:

α é o produto marginal do capital no setor não-governamental (F_K);

I é o investimento bruto, igual à variação em K (ausência de depreciação);

β é “a elasticidade do produto do setor não-governamental ao trabalho, ou seja, $F_L(L/Y)$ ” (p. 192);

θ é a elasticidade do produto do setor não-governamental ao produto do setor governamental, isto é, $F_G(G/F)$, captando a suposta externalidade, e

γ_z ($z = Y, G, L$) representa a taxa de crescimento da variável z [$(dz/dt)(1/z)$].

A partir dessa formulação mais genérica, o autor introduz as hipóteses mais restritivas em que $(\delta/1+\delta) = \theta$ e em que F_G é constante, o que modifica as expressões, respectivamente, para:

$$\gamma_Y = \alpha(I/Y) + \beta\gamma_L + \theta\gamma_G \quad (1a)$$

$$\gamma_Y = \alpha(I/Y) + \beta\gamma_L + [(\delta/1+\delta) + F_G]\gamma_G(G/Y) \quad (1b)$$

Na especificação (1b), a expressão $(\delta/1+\delta) + F_G$ capta o efeito completo de uma variação em G sobre o produto total, mantidas constantes as quantidades totais de insumos, ou seja, ela dimensiona o impacto de uma realocação de fator(es) entre os dois setores. Assim, na ausência de externalidade ($F_G = 0$) e inexistência de diferenças de produtividade intersetorial ($\delta = 0$), tal realocação nenhum impacto teria sobre o produto total. Ela somente pode ser obtida pela suposição de constância de F_G , o que não é requerido na expressão mais geral (1).

Como se vê, o modelo apenas capta a relação entre a taxa de crescimento do produto total e a taxa de crescimento (γ_G) do produto do setor governamental, não com o seu nível. Essa relação é dada, aproximadamente, por $\theta(F/Y)$. Sobre o ponto, afirma Ram (p. 194, tradução nossa)¹⁰:

É de se destacar que em nenhuma das especificações desenvolvidas nesta seção, nem naquelas baseadas em funções de produção agregadas homogêneas que incluem G como um insumo, a relação G/Y aparece realmente como uma variável independente por si mesma; tanto se trabalha com \dot{G}/G ou $\Delta G/Y$ (ou dG/Y) que é o mesmo que $\dot{G}/G(G/Y)$. Entretanto, como os estudos de Robinson e Landau indicam, especificações que incluem um regressor como G/Y parecem ser largamente usadas para julgar o impacto do tamanho do governo sobre a taxa de crescimento ou desenvolvimento¹¹.

Assim, para fins de comparabilidade, o autor também roda regressões com a especificação:

$$\gamma_Y = \alpha(I/Y) + \beta\gamma_L + \theta(G/Y) \quad (1c)$$

O autor realizou regressões com dados em corte e para séries temporais. No primeiro caso, agrupou inicialmente todos os 115 países para os quais dispunha de dados em relação aos 20 anos do estudo de Summers e Heston (1984). Mas, como de praxe, reduziu-os a dados em corte por tomar médias das taxas de crescimento anuais, embora, “para lidar com eventuais mudanças estruturais entre as duas décadas, as médias foram calculadas, separadamente, para o período 1960-1970 e para 1970-1980” (Ram, 1986, p. 194-195, trad. nossa)¹².

¹⁰ *It should be noted that in none of the specifications developed in this section, nor in those based on homogeneous aggregate production functions that include G as an input, does the ratio G/Y appear as an independent variable by itself; one gets either \dot{G} or $\Delta G/Y$ (or dG/Y) which is the same as \dot{G}/G .⁷ However, as the studies by Robinson and Landau indicate, specifications that include a regressor like G/Y seem to be widely used for assessing the impact of government size on economic growth or development.*

¹¹ Diferentemente do que veio a se tornar padrão, Ram adota a notação \dot{G} para indicar a taxa de crescimento de G , enquanto a sua derivada com respeito ao tempo é apenas indicada por dG . Optou-se por adaptá-la, no presente texto, ao padrão mais comum atualmente, preservando a notação do autor apenas nas transcrições diretas.

¹² *To bring out any possible structural variations between the 1960's and the 1970's, separate estimates are reported for 1960-70 and 1970-80.*

Dados os indicativos de Kuznets (1977), também regrediu isoladamente os 94 países considerados “menos desenvolvidos” naquela amostra. Por fim, considerou uma nova amostra de setenta países (57 “menos desenvolvidos”) para os quais as regressões em séries temporais também se mostraram significativas. Para cada amostra regrediu as quatro especificações sugeridas (1, 1a, 1b e 1c), realizando, pois, dezesseis regressões para cada média considerada, num total de 32 regressões com dados em corte, resumidas em sua tabela 1 à p. 196 de seu trabalho.

Os resultados por ele encontrados merecem destaque. Em primeiro lugar, não se pôde rejeitar a hipótese de que o coeficiente de $\gamma_G(G/Y)$ na especificação (1) seja igual a zero em nenhuma das regressões com dados em corte, implicando que os sinais de $\delta/1+\delta$ e θ seriam iguais e validando a especificação (1a), em que θ se mostrou positivo e significativo em todas as regressões.

Esses dois resultados apontam para uma maior produtividade no setor governamental, válida para ambos os períodos e para todas as amostras, bem como uma externalidade positiva do Governo para o restante da economia. Ambos os resultados são surpreendentes à primeira vista, mas parecem não ter surpreendido o autor, que não busca explicações para o achado.

Em segundo, na especificação (1b), as estimativas do coeficiente de $\gamma_G(G/Y)$, “[...] são altas e positivas em todos os casos, e são significativas a pelo menos 1%” (Ram, 1986, p. 196, tradução nossa)¹³. Isso levou o autor à taxativa conclusão de que “[...] o efeito total do tamanho do governo sobre o crescimento é positivo, e provavelmente bastante amplo, em todos os casos para ambos os períodos” (Ram, 1986, p. 196, tradução nossa)¹⁴.

Por fim, na especificação (1c), aquela mais diretamente comparável aos trabalhos anteriores e a este, o coeficiente de G/Y é sempre negativo, mas apenas significativo (e mesmo assim apenas a 5% de relevância) para a década 1970-1980. Esse resultado confirma o de Landau (1983), o que produz a peremptória conclusão de Ram: “Em poucas palavras, parece provável que as estimativas negativas para o parâmetro

¹³ [...] are large positive numbers in every case, and are statistically significant at least at the 1 percent level.

¹⁴ [...] the total effect of government size on growth is positive, and probably quite large, in every case for both periods

relativo ao Governo no trabalho de Landau provêm principalmente do inapropriado emprego de G/Y como regressor.” (Ram, 1986, p. 197-198, tradução nossa)¹⁵

Essa conclusão parece intrinsecamente dependente da aceitação do modelo neoclássico de crescimento, no qual, como se sabe, não há espaço para diferenças de taxas de crescimento de *steady state* devidas ao tamanho do Governo. Caso algum papel se possa atribuir a ele, há de ser necessariamente transitório.

Os trabalhos seguintes, a partir da metade dos anos 80 do século passado, tinham como foco principal, em geral, a questão da convergência sugerida pelo modelo neoclássico (Solow-Swan) e incluíam a relação aqui discutida apenas complementarmente. Como se sabe, o modelo prevê, sob certas premissas, uma relação negativa com respeito ao nível inicial de renda. Ademais, o modelo não tem espaço para influência de variáveis “institucionais” tais como o tamanho do Governo ou condições de repressão política e similares.

Kormendi e Meguire (1985) consideraram dados sobre 47 países ao longo de 28 anos. De modo semelhante aos demais estudos já citados, porém, fizeram-no calculando a média de crescimento ao longo de todos esses 28 anos para cada país, o que os reconverte em simples dados em corte. Esse procedimento, além de reduzir o número de observações a apenas 47, descarta as informações acerca da variação, ao longo do tempo, em cada performance individual.

Dado que o foco do trabalho também não era meramente identificar a eventual correlação entre o tamanho do governo e o crescimento do PIB, eles apenas o incluem ao lado de outras sete variáveis explicativas: nível inicial do PIB per capita; taxa de crescimento da população; variabilidade do próprio crescimento do PIB, medida pelo desvio-padrão de sua taxa de crescimento ao longo dos 28 anos; variabilidade dos choques de oferta de moeda, também medida pelo seu desvio-padrão; taxa de crescimento média da moeda; taxa de crescimento média das exportações como proporção do produto e a média no crescimento da taxa de inflação. Todas as médias aqui levam em conta o período completo de 28 anos do estudo.

¹⁵ *In short, therefore, it appears likely that the negative parameter estimates for the government variable in Landau's work arise mainly due to the inappropriate use of G/Y as a regressor*

Cada uma das variáveis estaria apoiada por hipóteses teóricas que os autores apontam. Quanto ao Governo, eles adotam como variável o **crescimento** das suas despesas de consumo como proporção do PIB e justificam sua inclusão como segue (Kormendi e Meguire, 1985, p. 145, tradução nossa):

Certas teorias “do lado da oferta” apontam que os impostos necessários a financiar as despesas governamentais distorcem os incentivos ao investimento, geralmente reduzem a alocação eficiente dos recursos, e, portanto, reduzem o nível do produto. Assim, países com maior crescimento médio das despesas governamentais como uma proporção do produto (MDGX) deveriam experimentar menor crescimento.¹⁶

Apesar de ser essa variável aquela enfaticamente defendida por Ram (1986) como a correta e positivamente correlacionada ao crescimento, os resultados de Kormendi e Meguire não confirmaram aqueles obtidos por Ram. De fato, eles não encontraram nenhuma relação estatisticamente significativa entre as duas, tanto que simplesmente a retiraram de suas regressões posteriores (Kormendi e Meguire, p. 148), se bem que o sinal também tenha sido positivo como no estudo anterior.

Assim se reportaram ao resultado (Kormendi e Meguire, p. 148, tradução nossa):

A hipótese relacionada às “teorias do lado da oferta” de que o coeficiente do crescimento das despesas governamentais como proporção do produto seria negativo não se confirmou. De fato, o coeficiente estimado, estatisticamente insignificante embora, é positivo. Deve ser salientado, porém, que nossa medida das despesas governamentais não inclui pagamentos de transferências, de modo que nossos resultados podem lançar pouca luz sobre essa hipótese.¹⁷

¹⁶ Recent ‘supply side’ theories hypothesize that the taxes necessary to support government spending distort incentives, generally reduce efficient resource allocation, and hence reduce the level of output. Thus, countries with greater mean growth of government spending as a proportion of output (MDGX) should experience lower economic growth.

¹⁷ The ‘supply side’ hypothesis that the growth of government spending as a proportion of output will yield a negative coefficient does not obtain. In fact, the estimated coefficient, while insignificant, is

Grier e Tullock (1989) estendem o trabalho de Kormendi e Meguire em duas direções. Em primeiro lugar, por passarem a utilizar efetivamente dados em painel sobre 113 países, anuais entre 1951 e 1980, originados em Summers e Heston (1984). Fazem-no, contudo, ainda adotando médias de crescimento, sob a justificativa de que “desde que estamos interessados em padrões de crescimento secular, o uso de alguma média é inevitável para excluir flutuações cíclicas. Aqui trabalhamos com médias quinquenais” (GRIER; TULLOCK, 1989, p. 261, tradução nossa)¹⁸. Desse modo, obtiveram 60 observações temporais envolvendo os 24 países integrantes da OCDE, para os quais o intervalo temporal era de 30 anos, e quatro para cada um dos demais 89 países de sua amostra, num total de 500 observações.

Em segundo lugar, destacam que não há qualquer demonstração da viabilidade de estimar agregadamente todos os diferentes países numa única equação como feito por Kormendi e Meguire. (GRIER e TULLOCK, 1989, p. 261).

Desde o início, os autores deixam claro não estarem postulando um completo modelo de crescimento, e enfatizam que:

Os resultados econométricos reportados abaixo não podem ser interpretados como estimativas estruturais de um modelo bem definido. Ao contrário, estamos investigando regularidades empíricas presentes nos dados com especial ênfase na estabilidade dos coeficientes tanto ao longo do tempo como entre os países” (GRIER; TULLOCK, 1989, p. 260, tradução nossa)¹⁹.

Concretamente, eles testaram a relação entre a taxa de crescimento do PIB e sete variáveis: PIB inicial, **crescimento** da participação do Governo no PIB, crescimento da população, variabilidade da própria taxa de crescimento do PIB e também da inflação, medidas ambas pelo seu desvio-padrão, e ainda o nível e o crescimento da inflação.

positive. It should be noted again, however, that our measure of government expenditures does not include transfer payments, so that our results may shed little light on supply side hypotheses.

¹⁸ *Since we are interested in secular growth patterns, some amount of averaging is required to net out cyclical fluctuations. Here we use five-year average data.*

¹⁹ *The econometric results reported below cannot be interpreted as structural estimates of a well-defined model. Rather, we are investigating empirical regularities in these data, with emphasis on the stability of coefficients over time and across countries.*

Embora não façam qualquer referência ao trabalho de Ram (1986), eles justificam a adoção do crescimento da participação do Governo com o argumento de que (GRIER; TULLOCK, 1989, p. 263, tradução nossa):

O emprego do crescimento do Governo, ao invés do seu nível, reflete nossa crença de que aumento da atividade governamental afeta apenas temporariamente o crescimento, enquanto altera padrões de produção, requerimentos de transação ou procedimentos de investimento. Empregar o nível da atividade governamental, ao contrário, implica aceitar que uma mudança pontual seja capaz de alterar permanentemente o crescimento e criar, *ceteris paribus*, crescentes diferenças de riqueza entre os países.²⁰

E isso apesar de já apontarem o surgimento dos modelos de crescimento endógeno e reconhecerem explicitamente que tais modelos “[...] em vários sentidos, removem a premissa padrão de rendimentos marginais decrescentes e abrem a possibilidade de padrões de crescimento persistentemente diferentes entre os países” (Grier, Tullock, p. 160).²¹

Daí não extraem, no entanto, qualquer incompatibilidade com sua afirmação anterior relativa ao uso do crescimento da participação do Governo ao invés de seu nível.

Como dito, o foco principal dos autores era checar se as conclusões de Kormendi e Meguire se mantinham consistentes quando se considerassem separadamente diferenças entre os países – geográficas, de renda e “institucionais” –, bem como se os coeficientes encontrados eram mesmo estáveis ao longo do tempo.

No primeiro sentido (consistência *cross-sectional*) eles dividiram, inicialmente, os países em dois grandes grupos: OCDE e resto do mundo. Segundo os autores:

²⁰ *Using the growth rate rather than the level of government reflects our belief that increased government activity will temporarily affect growth as production patterns or transaction requirements or investment procedures are altered. Using the level of government activity implies that a one-time change in government intervention will permanently change economic growth and create, ceteris paribus, increasing wealth differences across countries.*

²¹ *[...]in various ways, remove the standard assumption of diminishing returns and allow the possibility of persistently different growth patterns across countries.*

“Quando os dois grupos foram concatenados e restringidos a ter os mesmos coeficientes, a estatística F, testando a adequação de reunir assim os dados, é 4.25, significativa a 0,01, e fortemente rejeita combinar os dois grupos de países em uma única amostra”.²²

Vale o registro de que o crescimento do governo se mostrou negativa e significativamente correlacionado ao crescimento do PIB em ambos os grupos (p. 264).

Essa inadequação fê-los subdividir adicionalmente o grupo resto do mundo por “continentes”: Américas, Ásia e África. Também entre eles foi constatado que “os coeficientes variaram dramaticamente”. (p. 269)

No que toca à variável de nosso interesse, o coeficiente se manteve negativo e significativo a 5% para as sub-amostras África e Américas. Para a Ásia, porém, os pesquisadores encontraram um coeficiente positivo e significativo, ao menos a 10% de relevância (tabela 4, p. 270).

Em seguida, os autores dividiram (p. 269)

[...] cada conjunto de dados relativo aos continentes em metades (1961-1970 e 1971-1980), testando a estabilidade temporal dos coeficientes. As estatísticas F foram 1,32, 1,43 e 0,83, e a hipótese nula de que os coeficientes são estáveis ao longo do tempo não é rejeitada mesmo ao nível de 0,1, em qualquer caso.²³

O resultado encontrado em relação à OCDE confirma aquele encontrado (apud Barro, 1990), por Barth e Bradley (1987), ainda que neste último caso a amostra tenha-se restringido a dezesseis países e o período, a 1971 até 1983 (Barro, 1990, p. S122/S123).

Barro (1989a e 1989b) procura checar as conclusões de seu modelo teórico desenvolvido um ano antes (Barro, 1988).

Neste último, sintetizou (Barro 1988, p. 2):

²² *When these two data sets are concatenated and constrained to have the same slope coefficients, the F-statistic testing the appropriateness of combining the data is 4.25, which is significant at the 0.01 level and strongly rejects pooling the two groups of countries in a single sample*

²³ *[...]split each continent data set in half (1961-1970 and 1971-1980) testing the temporal stability of the continent-specific slope coefficients. The F-statistics are 1.32, 1.43, and 0.83, and the null hypothesis that the model coefficients are stable over time is not rejected, even at the 0.10 level, in any case.*

Recentes modelos de crescimento econômico podem gerar crescimento de longo prazo sem depender de mudanças exógenas na tecnologia ou na população. Alguns deles se baseiam em teorias de progresso tecnológico (Romer, 1986) e outros em teorias de mudança populacional (Becker e Barro, 1988). Uma característica comum a todos eles é a presença de retornos constantes ou crescentes nos fatores que podem ser acumulados (Romer, 1988, Lucas, 1988 e Rebelo, 1987).²⁴

Na tradição desses modelos de crescimento endógeno, ele acresce a um simples modelo AK um setor público, responsável por prover certos bens que tanto melhoram a capacidade produtiva privada como satisfazem necessidades de consumo, mas que, em alguma medida, são ou não-excluíveis ou não-rivais. Daí a função de produção agregada passa a ser:

$$Y = Ak^{1-\alpha}g^{\alpha}$$

Em que “k é a quantidade de capital do produtor representativo, que corresponderia à quantidade agregada per capita de capital” (Barro, 1988, p. 7)²⁵ e “g” é a quantidade per capita de compras governamentais de bens e serviços. Importante destacar que em “k” se encontram tanto o capital físico quanto o humano e que em “g” apenas entram os bens que ampliam a capacidade produtiva privada.

Dessa formulação, e seguindo as premissas dos modelos de otimização de consumo (Ramsey, 1928, Cass, 1965, Koopmans, 1965), às quais o professor Barro acresce a de que o financiamento dos gastos públicos se faça por meio de uma taxa uniforme sobre a renda total (τ), é possível deduzir (Barro, 1988, p. 10) que a taxa de crescimento do PIB per capita (γ) é:

$$\gamma = 1/\sigma [(1-\alpha).A^{(1/1-\alpha)} \cdot (1-\tau).\tau^{(\alpha/(1-\alpha))} - \rho]$$

²⁴ *Recent models of economic growth can generate long-term growth without relying on exogenous changes in technology or population. Some of the models amount to theories of technological progress (Romer, 1986), and others to theories of population change (Becker and Barro, 1988). A general feature of these models is the presence of constant or increasing returns in the factors that can be accumulated (Romer, 1988, Lucas, 1988, Rebelo, 1987).*

²⁵ *k is the representative producer's quantity of capital, which would correspond to the per capita amount of aggregate capital*

Nessa expressão, “A” continua indicando o retorno privado “bruto” do investimento, isto é, o produto “marginal” do capital (físico + humano) antes da tributação e σ mede a disposição do consumidor representativo de adiar o consumo diante de um dado “prêmio”.

Mas, enquanto num modelo Ak básico esse prêmio corresponde simplesmente à diferença entre A e ρ (a taxa de substituição intertemporal no consumo), a introdução de um setor público financiado por tributação sobre a renda produz dois efeitos: diretamente o reduz na razão direta da alíquota da tributação, τ , mas indiretamente aumenta “A” pela suposição de que parte das despesas públicas aumente diretamente a capacidade produtiva da economia.

Ausente, pois, esse efeito indireto, como ocorre com as despesas “de consumo”, o efeito de um maior governo sobre a taxa de crescimento seria, sem ambiguidade, negativo. Importa frisar, desde logo, como será posteriormente enfatizado por outros autores, que essa relação só existe por conta das duas hipóteses centrais do modelo: a) ausência de déficits governamentais, mesmo temporários; b) tributação exclusiva e uniforme sobre a renda. Ambas serão relaxadas em estudos posteriores.

Além disso, a necessidade das aspas decorre de a identificação das despesas de consumo governamentais com as que não aumentam a produtividade privada requerer ajustes, como bem apontado pelo próprio professor Barro, dada a necessidade de excluir das despesas de consumo costumeiramente divulgadas algumas mais bem identificadas com as de investimento por contribuírem para aumento da produtividade do setor privado: educação, via formação de capital humano, e defesa, via proteção de direitos de propriedade.

Desse modo, em ambos os estudos empíricos (Barro, 1989a, Barro, 1989b), g^c/y corresponde às despesas em consumo governamental em proporção ao PIB, como expostas em Summers e Heston (1988), mas deduzidas de estimativas que fez para aquelas duas modalidades a partir de dados do Banco Mundial e de Banks (1979). Pôde, com isso, desenvolver estimativas dos gastos governamentais exclusivamente em investimento, como proporção do PIB (g^i/y) e da soma destes com o investimento privado (i/y).

No que tange a g^c/y , os resultados confirmaram integralmente a previsão, mostrando-se negativo e significativo o seu coeficiente em ambos os estudos (Barro, 1990, p. S124):

Para os 98 países para os quais estimativas de g^c/y foram obtidas (Barro, 1989, tabela 1), a regressão da taxa anual média de crescimento do PIB real per capita entre 1960 e 1985 em um conjunto de variáveis explanatórias gerou um coeficiente estimado de -0,12 (com erro padrão de 0,03). Portanto, há uma indicação de que um aumento dos recursos destinados a serviços governamentais não-produtivos (ainda que possivelmente úteis aos consumidores) está associado a um menor crescimento per capita.²⁶

Vale assinalar que, no estudo de fevereiro de 1989, ele também testou a relação entre as despesas governamentais em defesa (g^d) e γ e concluiu pela sua insignificância estatística, ainda que o coeficiente verificado tenha sido ligeiramente positivo. Nem mesmo a correlação com o investimento total, também prevista como positiva, se mostrou significativa, resultados que não se alteram mesmo incluindo *dummies* para África e América Latina (Barro, 1989a, tabela 2, p. 38/39).

Em nenhum dos estudos, o professor Barro testou sua hipótese de que a correlação entre as despesas governamentais em educação e a taxa de crescimento do PIB (γ) (ou o investimento total (i/y), ou ainda exclusivamente o investimento público (g^i/y)), seria positiva.

Em ambos, ele manteve constantes as despesas governamentais em investimento de modo que aumentos nas de consumo implicassem sempre aumentos nos gastos totais. Neles, pois, as despesas governamentais em consumo funcionam como um instrumento para aumentos na tributação distorciva, esta sim correlacionada diretamente à taxa de crescimento.

A partir desses estudos, o interesse na investigação empírica se volta, justamente, para as duas premissas centrais do modelo, ou seja, sabendo-se que, na

²⁶ For the 98 countries for which g^c/y was measured (Barro 1989, table 1), a regression of the average annual growth rate of real per capita GDP from 1960 to 1985 on a set of explanatory variables⁸ yielded an estimated coefficient on g^c/y of -.12 (standard error = .03). Thus there is an indication that an increase in resources devoted to non-productive (but possibly utility-enhancing) government services is associated with lower per capita growth.

prática, (1) nem toda tributação provém de tributação distorciva, (2) nem todo aumento de gastos totais do governo é financiado correntemente, isto é, há a possibilidade de incorrer em déficits financiados por empréstimos ou emissão e (3) nem todo aumento dos gastos em consumo leva, necessariamente, a aumentos nos gastos totais, passou-se a investigar o efeito sobre o crescimento de (1) aumentos na tributação não distorciva, (2) déficits governamentais e (3) mudanças na composição tanto dos gastos quanto da tributação.

À primeira linha pertencem os trabalhos de Easterly e Rebelo (1993) Devarajan; Swaroop e Zou (1996) e Mendoza, Milesi-Ferretti e Asea (1997). Os primeiros buscaram investigar as “relações empíricas entre variáveis de política fiscal e o nível de desenvolvimento e a taxa de crescimento” (Easterly; Rebelo, 1993, p. 1, tradução nossa). Mais especificamente, dedicaram

“particular atenção a duas das mais fortes predições dos modelos de crescimento: de que altas tributações sobre a renda reduzem a taxa de crescimento e de que altas despesas públicas em investimento em infraestrutura a elevam” (Easterly; Rebelo, 1993, p. 5, tradução nossa)²⁷

Eles trabalharam com dois conjuntos de dados em painel. O primeiro cobre o período entre 1970-1988 e cerca de 100 países; o segundo, 28 países apenas, mas num período muito mais longo: 1870-1988. Como na maioria dos estudos anteriores, porém, ambos os conjuntos foram convertidos em meros dados cruzados para a realização de regressões por mco.

Dos “dez fatos estilizados” que os autores utilizam para sumarizar os resultados por eles encontrados, de relevo para o presente trabalho são suas afirmações de que:

O superávit orçamentário do Governo também é consistentemente correlacionado com o crescimento e o investimento privado em nossa amostra;

²⁷ [...] particular attention to two of the strongest predictions of growth models: that high income taxes lower the rate of and that high public spending on infrastructure investment raises growth

o link entre a maioria das outras variáveis fiscais²⁸ e a taxa de crescimento é estatisticamente frágil. A significância estatística dessas variáveis em um contexto de regressão com dados cruzados depende fortemente de quais outras variáveis de controle são incluídas na regressão. Essa fragilidade é parcialmente consequência de multicolinearidade. Variáveis fiscais tendem a ser altamente correlacionadas com o nível de renda no início do período e são altamente correlacionadas entre si (países que têm tributação mais alta também têm despesas governamentais mais altas). (Easterly e Rebelo, 1993, p. 2, tradução nossa)²⁹

Os autores sintetizam assim (p. 5) as previsões teóricas de modelos de crescimento endógeno tais como o do professor Barro (1990):

A maioria dos modelos de crescimento prediz que tributar o investimento e a renda tem um efeito negativo sobre o crescimento. Esses impostos afetam a taxa de crescimento através de um canal simples e direto: eles reduzem o retorno privado da acumulação. Mas nem todos os impostos afetam a taxa de crescimento. Em modelos com oferta de trabalho exógena, a taxa de crescimento é imune ao nível da tributação sobre o consumo. Esses impostos não distorcem o preço relativo do consumo de hoje frente ao de amanhã, não afetando o incentivo à acumulação.

O efeito de um aumento no consumo governamental deveria ser nulo se nós entendermos que esse componente não afeta a produtividade do setor privado. Em contraste, o efeito do investimento público deveria ser positivo, desde que esse tipo de atividade provavelmente melhora

²⁸ Exceto superávit fiscal e participação do investimento público em infraestrutura e comunicações no PIB

²⁹ *The government's budget surplus is also consistently correlated with growth and private investment in our cross-section.*

The link between most other fiscal variables and growth is statistically fragile. The statistical significance of these variables in a cross-section regression context depends heavily on what other control variables are included in the regression. This fragility is partly a result of multicollinearity. Fiscal variables tend to be highly correlated with the level of income in the beginning of the period and are highly correlated among themselves (countries that have higher taxes also have higher spending)

aquela produtividade (Aschauer (1989), Barro (1990)). (tradução nossa)³⁰

Igualmente importante é o resultado de que

Em ambos os nossos conjuntos de dados, nós observamos que à medida que a renda cresce a parcela das receitas governamentais decorrente da tributação sobre o comércio internacional cai e aquela originada na tributação sobre a renda cresce (p. 2, tradução nossa)³¹.

Entre as “variáveis de política fiscal” testadas, incluíram as despesas governamentais em consumo já com as correções propostas em Barro (1988) e largamente confirmaram os resultados por ele encontrados, ou seja, de que há uma consistente relação negativa entre elas e a taxa de crescimento do PIB per capita.

Devarajan; Swaroop e Zou (1996) investigaram teórica e empiricamente a relação entre a composição das despesas governamentais, isto é, sua distribuição entre despesas correntes e despesas de capital, e a taxa de crescimento. Mais precisamente, eles se propuseram, primeiramente, a derivar condições sob as quais uma mudança nessa composição leva a maior taxa de crescimento, para, em seguida, checar suas conclusões empiricamente num conjunto de 43 países em desenvolvimento para os quais estavam disponíveis dados num período de vinte anos.

No plano teórico, estendem o modelo desenvolvido por Barro (1988) por dividir as despesas governamentais entre “produtivas” e não-produtivas”, sendo financiadas, de modo similar por uma tributação uniforme sobre a renda, e pressupõem, também similarmente a Barro, permanente equilíbrio fiscal. Destarte, a função de produção passa a ser $y=f(k,g1,g2)$, em que todas as variáveis são per capita: y é o

³⁰ *Most growth models predict that taxes on investment and income have a detrimental effect on growth. These taxes affect the rate of growth through a simple, direct, channel: they reduce the private returns to accumulation. But not all taxes affect the rate of growth. In models with exogenous labor supply the growth rate is immune to the level of consumption taxes; these taxes do not distort the relative price of consumption today versus tomorrow, leaving unaffected the incentive to accumulate capital. The effect of an increase in government consumption should also be nil if we view this component of public expenditures as leaving the productivity of the private sector unaffected. In contrast, the effect of public investment should be positive since this type of activity is likely to enhance the productivity of the private sector [Aschauer (1989) Barro (1990)].*

³¹ *In both of our data sets, we observe that as income rises, international trade taxes fall as a share of government revenue, while the share of income taxes rises*

produto, k , o total de capital (físico e humano), g_1 e g_2 são as a parcela nas despesas públicas dos componentes “produtivo” e “não-produtivo”, respectivamente.

Com suposições padrão acerca da função de produção (CES) e da função utilidade do “agente representativo” demonstram (p. 317) que a taxa de crescimento do produto per capita crescerá apenas se a relação entre a parcela “produtiva” e a “não-produtiva” das despesas for inferior à relação entre as respectivas elasticidades do produto a cada uma delas (supostas constantes). Desse modo, despende mais naquelas atividades supostamente consideradas produtivas (formação de capital, infraestrutura, comunicações) pode, a princípio, reduzir, ao invés de aumentar, a taxa de crescimento.

O aspecto inovativo do estudo é que os autores abstêm-se “de uma classificação apriorística das despesas públicas entre produtivas e não-produtivas. Ao invés, permitem que os dados digam quais componentes se conformam à definição de despesas produtivas” (p. 321, tradução nossa) que adotam. Essa definição é, tautologicamente, “aquelas cujo aumento de sua participação no total das despesas públicas aumenta a taxa de crescimento do PIB per capita” (p. 317, tradução nossa)

E foi exatamente esse surpreendente resultado o que os autores encontraram ao regredirem o seu conjunto de países em desenvolvimento, resultando daí sua conclusão de que:

Portanto, despesas aparentemente produtivas, quando em excesso, podem se tornar não-produtivas. Esses resultados implicam que os governos de países em desenvolvimento têm estado alocando erradamente as despesas públicas em favor das despesas em capital às expensas das despesas correntes. (p. 313, tradução nossa)

Essas conclusões estendem as de Barro (1989) e, em certo sentido, infirmam as de Easterly e Rebelo (1993), pois demonstram uma relação estatisticamente significativa entre as “despesas em consumo” e a taxa de crescimento sem que haja nem aumento da tributação nem redução de superávit fiscal. E que essa relação pode, inclusive ser positiva a depender da distribuição inicial dos componentes “produtivo” e não-produtivo das despesas públicas.

Já Mendoza, Milesi-Ferretti e Asea (1997) investigaram se a falta de efetividade da política **tributária**, entendida como a distribuição do ônus tributário em

termos de tributos diretos e indiretos, como encorajadora do crescimento do PIB, originalmente postulada em Harberger (1964a e 1964b) **se mantinha mesmo que se adotassem modelos de crescimento endógeno.**

Nessa linha, eles se propuseram a responder a duas questões: primeiro, a teoria de crescimento endógeno dá suporte à visão de que mudanças na estrutura tributária têm efeitos facilmente observáveis sobre o investimento mas negligenciáveis sobre a taxa de crescimento? A segunda, os dados confirmam ambas as previsões, da teoria e da conjectura de Harberger? (Mendoza, Milesi-Ferretti e Asea, 1997, p. 100, tradução nossa)³²

Para responder à segunda, regrediram o crescimento e o investimento contra a “tributação”, “utilizando um novo método para construir medidas macroeconômicas da ‘carga tributária’ efetiva” (idem, ibidem).³³

O foco do estudo, pois, não estava no nível das despesas governamentais, ou em sua taxa de crescimento, mas na estrutura da **tributação**, a qual, naturalmente, pode mudar ainda que o montante despendido pelo Governo (ou mesmo a composição deste dispêndio entre “investimento” e “consumo”) não tenha sido afetado.

Preocupam-se, enfim, os autores com o efeito da forma como as despesas são financiadas sobre o crescimento, não com o efeito delas em si mesmas.

A conclusão a que chegam confirma a previsão de Harberger (Mendoza, Milesi-Ferretti e Asea, 1997, p. 124, tradução nossa):

Nós acompanhamos Harberger em concluir que mudanças na estrutura tributária corrente precisariam ser muito amplas para produzir efeitos importantes no crescimento econômico. Nós notamos, também, que esse resultado não implica que reformas tributárias sejam sem valor. Os ganhos em bem-estar gerados por tais reformas, induzidos por ganhos em eficiência nos níveis de consumo, investimento e produto tem sido estimados como sendo amplos, mesmo em estruturas em que

³² *First, does endogenous growth theory support the view that changes in the tax structure have noticeable investment effects and negligible growth effects? [...] Second, do the data support both the predictions of the theory, and Harberger's supeneutrality conjecture?*

³³ [...] *using a new method for constructing macroeconomic measures of effective tax rates*

a tributação não afeta o crescimento de longo prazo (veja-se Lucas (1990). Mendoza e Tesar (1998)).³⁴

A ligação entre tributação distorciva e crescimento é analisada também em Cashin (1995), que desenvolve um modelo teórico ligando-a à taxa de crescimento do PIB per capita em que se conclui ser negativa a relação. O modelo também pressupõe relação, agora positiva, entre esta e as despesas públicas em investimento e transferências.

As predições teóricas foram, então, testadas empiricamente num conjunto de dados em painel que engloba 23 países (todos desenvolvidos) entre 1971 e 1988. Com os mesmos argumentos de Grier e Tullock (1989) o autor calculou médias quinquenais entre 1971 e 1985 e mais uma média dos três últimos anos, de sorte que os dados em painel original se viram reduzidos a apenas 4 observações temporais por variável, entre as quais não incluiu as despesas em consumo.

Segundo o autor (p. 24), os resultados da análise em painel confirmaram ambas as predições do modelo teórico.

Ambos os temas são retomados em Kneller; Bleaney e Gemmell (1999) numa amostra de 22 países membros da OCDE no período de 1975-1990. Particularmente, encontram resultados divergentes com respeito aos de Devarajan; Swaroop e Zou (1996), já que puderam concluir que as despesas produtivas do governo – identificadas, grosso modo, às de capital – aumentam a taxa de crescimento, enquanto as não-produtivas (correntes) a reduzem, o que confirma as predições de Barro (1988). No que tange à estrutura da política tributária, os resultados apontam no sentido de que tributação distorciva efetivamente reduz a taxa de crescimento, enquanto a não-distorciva não a afeta, o que também contraria os resultados encontrados por Mendoza, Milesi-Ferretti e Asea (1997), provavelmente em razão das diferenças nas amostras.

³⁴ *We side with Harberger in concluding that changes around current tax structures would need to be very large to result in noticeable effects on economic growth. We also note, however, that this result does not imply that tax reforms are worthless. The welfare gains of these reforms, induced by efficiency gains on the levels of consumption, investment and output, have been estimated to be quite large, even in settings in which taxes do not affect long-run growth (see Lucas (1990); Mendoza and Tesar (1998)).*

Mais importante, Kneller; Bleaney e Gemmell (1999) começam por lembrar que a restrição orçamentária do Governo impede a regressão de variações no lado das despesas isoladamente. Isso porque, ou se tem concomitante variação na arrecadação, de modo a manter a posição orçamentária anterior, ou se tem uma variação naquela posição. Ocorre que os trabalhos de Easterly e Rebelo (1993) e Devarajan e al (1996) já mostraram que tanto o superávit orçamentário quanto variações em tributação distorciva são correlacionados à taxa de crescimento. Assim, rodar regressões omitindo tais variáveis levaria à ocorrência de viés por omissão de variável relevante.

Já KOCHERLAKOTA e Yi (1996) confrontam os modelos de crescimento endógeno e exógeno por meio da influência de mudanças temporárias em variáveis de política fiscal. Militaria a favor da validade dos modelos de crescimento exógeno a inexistência de efeitos de longo prazo sobre o crescimento, enquanto os modelos de crescimento endógeno se veriam confirmados caso se pudesse encontrar efeitos duradouros. Foi essa última hipótese o que se verificou.

Gupta e al (2002) retomam a discussão sobre a importância de distinguir os elementos de despesa e de tributação no contexto de uma análise dos ajustes fiscais promovidos ao longo dos anos 1990 em 39 países pobres. Suas conclusões largamente confirmam as de Easterly e Rebelo (1993) no que concerne à relação positiva sobre o crescimento, no longo prazo, dos superávits fiscais. Avança, ademais, ao apontar que, mesmo no curto prazo, “consolidações fiscais” podem ser favoráveis ao crescimento, desde que tenham por foco corte em despesas correntes (especialmente salariais) e não em despesas de capital ou aumentos de arrecadação.

Haque e Dong (2003), por sua vez, concentram-se na relação do crescimento com as despesas de investimento público em transporte e comunicação, tema que passa a ser recorrente durante os anos 90 do século passado e primeira do atual. Inovam, no entanto, na metodologia ao aplicarem técnicas de dados em painel dinâmico para concluir, como na maioria dos estudos sobre o tema, que a relação é positiva embora menor do que em trabalhos prévios. Também não encontram evidência de causalidade reversa.

Em suma, dentre os trabalhos analisados, apenas dois (Rubinson, 1977 e Ram, 1986) e Devarajan; Swaroop e Zou (1996) encontraram uma relação positiva entre “tamanho do Governo”, quando este é medido pela participação de suas despesas no

PIB, e o crescimento deste. No primeiro não se medem exatamente despesas; no segundo, a variável independente é o crescimento das despesas governamentais, o que parece inapropriado no contexto de modelos endógenos e no terceiro a variação total nos gastos é mantida constante. Todos os estudos são *cross-section*, à exceção de Grier e Tullock (1989) e Cashin (1995) cujos resultados indicam a existência de heterogeneidade entre os países mas constante no tempo, o que justifica a metodologia utilizada neste trabalho (*fixed effects*), que usa os dados da versão 7.1 de Summers e Heston.

Neles, a despesa governamental em educação é atribuída às despesas de consumo das famílias, *kc*, já estando, portanto, fora do governo (*kg*), mas a de defesa continua em *kg*. Pelos resultados alcançados em Barro (1989a), não parece se mostrar necessário excluí-la.

Nesses termos, a presente pesquisa busca verificar se, mantida a integridade dos dados em painel há muito disponíveis, confirmam-se as conclusões acerca da existência de relação entre as variáveis, o que indicaria que elas estariam sendo, ainda hoje, financiados preponderantemente ou por déficits fiscais ou por aumentos em tributação distorciva.

CONSIDERAÇÕES ECONOMÉTRICAS

Muito embora alguns dos estudos prévios sobre o tema tenham partido de dados em painel (Kormendi e Meguire (1985), Grier e Tullock, (1989), Barro (1989a, 1989b)), os autores optaram ou por eliminar completamente a dimensão temporal presente nos dados originais – tomando médias do período inteiro considerado, como em Kormendi e Meguire (1985) e Barro (1989) – ou reduziram-na significativamente pela adoção de médias quinquenais, como em Grier e Tullock (1989) e Cashin (1995).

Isso causou uma sensível redução no número de observações, com todas as suas consequências estatísticas. De acordo com Hoechle (2007, p. 1, tradução nossa):

Comparados a meros dados em corte, dados em painel são atraentes desde que eles frequentemente contêm muito mais informação do que dados em corte e, portanto, possibilitam muito maior precisão na estimação.³⁵

O presente estudo busca checar as conclusões daqueles trabalhos, explorando tanto quanto possível a dimensão temporal presente nos conjuntos de dados em painel. Para tanto, vale-se dos últimos desenvolvimentos nas técnicas econométricas de análise daquele tipo de conjunto de dados que explicitamente lidam com a chamada heterogeneidade não-observada (*unobserved heterogeneity*).

Com tal expressão, designam-se os fatores não-observáveis ou quantificáveis que afetam as médias condicionais dos dados, fazendo-as diferir seja entre as unidades ou entre os anos observados. Eles podem ser específicos de cada unidade de análise considerada, no presente caso, os países. Nessa hipótese, portanto, eles são, *a priori*, considerados fixos no tempo.

E podem também ser fatores atribuíveis a anos específicos, tais como os choques do petróleo ou grandes recessões mundiais, que afetaram todos os países, presumivelmente, de forma igual quando já consideradas as especificidades de cada um.

³⁵ Compared to purely cross-sectional data, panels are attractive since they often contain far more information than single cross-sections and thus allow for an increased precision in estimation

De acordo com Wooldridge (2010, p. 281), a análise de dados em painel deve sempre ser precedida da checagem da existência dessa heterogeneidade não-observada para que, reconhecida, tenha adequado tratamento estatístico, pois sua desconsideração pura e simples, caso ela esteja correlacionada com alguma das variáveis explanatórias explicitamente incluídas, implica incorrer no viés de variável omitida: os estimadores obtidos são viesados e inconsistentes (Gujarati, 2000, p. 196/197 e Wooldridge, 2010, p. 283).

A sua presença pode ser presumida pela natureza da análise a empreender e verificada tanto pela visualização do diagrama de dispersão dos dados, quanto adicionando variáveis *dummy* para os países. Nesse último caso, se os interceptos específicos forem significativos, deve-se rejeitar a hipótese de que não haja heterogeneidade em corte.

Um teste mais rigoroso é o dos multiplicadores de Lagrange, desenvolvido em Breusch e Pagan (1980), no qual, “a hipótese nula é de que a variância entre as entidades é zero, isto é, não existe qualquer diferença significativa entre elas (ou seja, nenhum efeito de painel)” (Torres-Reyna(b), p. 19)³⁶.

Caso isso seja confirmado, pode-se, consistentemente, adotar os mesmos coeficientes, linear e angular, para todas as unidades, ou, em outras palavras, estimar uma reta (ou superfície) única para todas as unidades analisadas.

Mesmo na presença de tais efeitos, a utilização de mínimos quadrados agrupados (*pooled ols*) ainda é válida se eles forem invariantes no tempo e **não correlacionados** com qualquer uma das variáveis explanatórias, consideradas ambas as dimensões dos dados (*cross-section* e temporal). Mas, nesse caso “[...] os erros compostos serão serialmente correlacionados [...]. Portanto, inferência usando mqo agrupados requererá o uso de estimadores robustos tanto para a matriz de variância quanto para as estatísticas de teste” (Wooldridge, 2010, p. 291)³⁷.

Identificar sua presença impõe considerar como modelo a estimar:

³⁶ *The null hypothesis in the LM test is that variances across entities is zero. This is, no significant difference across units (i.e. no panel effect).*

³⁷ *[...] the composite errors will be serially correlated [...]. Therefore, inference using pooled OLS requires the robust variance estimator and robust test statistics*

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + \varepsilon_{it}$$

em que i indexa entidades e varia de 1 a n ;

t indexa os anos em que se tomaram as observações, variando de 1 a T_i .³⁸

\mathbf{x}'_{it} é o vetor (1,k) das variáveis explicativas explicitamente incluídas no modelo. Como os subscritos indicam, para cada variável explicativa, há T observações para cada entidade, num total de nT observações.

$\boldsymbol{\beta}$ é o vetor (k,1) de parâmetros a serem estimados

c_i , corresponde à heterogeneidade não-observada e ε_{it} , ao erro idiossincrático.

Essa estimação se pode fazer, consistentemente, pelas modelagens *within*, primeiras diferenças (fd) ou *random*. Ainda segundo Wooldridge (p. 285/286), a adoção da modelagem *random* requer ausência de correlação desse efeito com as variáveis explanatórias, uma vez que a forma de lidar com ela, nessa modelagem, é adicioná-la ao termo de erro, enquanto na modelagem *fixed* a heterogeneidade é adicionada ao intercepto, que passa a ser específico para cada unidade de análise.

Embora os nomes possam levar a essa errônea conclusão, “[...] a diferença crucial entre *fixed* e *random* é se o efeito individual não-observado inclui elementos que estão correlacionados com os regressores no modelo, não se esse efeito é estocástico ou não.” (Greene, 2008, p. 183, apud Torres-Reyna(a), p. 28, tradução nossa).³⁹

Cameron e Trivedi (2005) também enfatizam que (p. 700, tradução nossa):

o termo efeitos fixos é potencialmente enganoso e o termo efeitos aleatórios é mais precisamente um efeito puramente aleatório[...] nós usamos a nomenclatura tradicional mas deveria ser claro que α_i [a heterogeneidade não observada] é uma

³⁸ Em princípio, a quantidade de observações para cada entidade de análise pode ser diferente. Quando $T_i=T$, comum a todas elas, diz-se que se tem um painel balanceado. É o caso do presente trabalho, em que $T=40$.

³⁹ “[...] the crucial distinction between fixed and random effects is whether the unobserved individual effect embodies elements that are correlated with the regressors in the model, not whether these effects are stochastic or not” [Greene, 2008, p.183]

variável aleatória tanto no modelo de efeitos fixos quanto no de efeitos aleatórios⁴⁰.

Na primeira, (*fixed*) procura-se deliberadamente excluir dos coeficientes das variáveis explanatórias toda a influência que a origem dos dados possa ter sobre a variável dependente (efeito *between*), neles incluindo apenas a variação decorrente da dimensão temporal (efeito *within*), daí o seu nome. Assim, os parâmetros captam apenas a influência da variável explicativa explicitamente incluída, **sem levar em conta** efeitos outros, específicos de cada entidade analisada. Portanto, o que a estimativa encontrada aponta é de quanto a variável dependente mudaria em resposta a mudança na variável explicativa considerada **se todas as entidades fossem iguais**.

Basicamente, essa modelagem equivale a utilizar variáveis *dummy* para cada entidade – no presente trabalho, os países – de modo a isolar dos regressores o efeito não-observado (Wooldridge 2010, p. 308).

Esse tratamento garante que os coeficientes sejam não-viesados e consistentes, mas ao preço de neles não incluir as especificidades de cada país. A essa desvantagem se soma o fato de que também não é possível incluir variáveis fixas no tempo observáveis (Bartels, 2008, p. 6). Em relação a essas variáveis observáveis, Wooldridge, (2010) destaca (p. 301, tradução nossa) que “[...] nós podemos estimar as diferenças, relativas ao período base, nos efeitos parciais de variáveis constantes no tempo”⁴¹, o que seria obtido por meio da inclusão de variáveis binárias (*dummies*) para cada ano, a partir do segundo, relativamente a esse subconjunto.

Para Beck (2001) e Plumper e Troeger (2007), apud Bartels, 2008, p. 6, uma “desvantagem adicional é que não se consegue extrair boas estimativas se as variáveis dependentes moverem-se vagarosamente”⁴². Em contraposição, tem-se a certeza de que cada coeficiente capte, sem ambiguidade, o efeito parcial da variável incluída.

⁴⁰ *The fixed effect term is potentially misleading and the term random effect is more precisely a purely random effect.[...] We use the traditional notation and terminology, but it should be clear that α_i is a random variable in both fixed and random effects model.*

⁴¹ *[...] we can estimate the differences in the partial effects on time-constant variables relative to a base period*

⁴² *Another disadvantage is that one cannot retrieve “good” estimates of sluggish, or slowly-changing, variables in the FE model*

Formalmente, e conforme Wooldridge (2010, p. 302) o estimador *within* é obtido rodando-se uma regressão por *pooled ols* do seguinte modelo transformado:

$$y_{it} - (\sum_t y_{it})/T = [\mathbf{x}'_{it} - (\sum_t \mathbf{x}'_{it})/T]\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} - (\sum_t \varepsilon_{it})/T$$

ou seja, as variáveis transformadas correspondem à diferença das originais para suas respectivas médias.

Os estimadores assim obtidos são idênticos aos que seriam obtidos de uma regressão por mco com variáveis binárias, uma para cada país, assim como idênticos são os resíduos daí gerados (Wooldridge, 2010, p. 308)

No caso concreto sob estudo, a adoção dessa modelagem implica reconhecer que características específicas de um dado país afetam sua suscetibilidade – sua taxa de crescimento é afetada diferentemente (menos ou mais) – a variações no tamanho do governo ou nos gastos privados em consumo ou nos gastos totais em investimento ou ainda no seu grau de abertura. Essa diferença, entretanto, não é espelhada no coeficiente de cada uma dessas variáveis, que apenas aponta o efeito direto de cada uma sobre o crescimento **depois de descontada** a influência daquela característica específica.

Em contraposição, na modelagem *between*, como o nome também indica, apenas capta-se a variação entre as unidades de análise, descartando-se por completo a dimensão temporal. O modelo é (Cameron e Trivedi, 2005, p. 702):

$$(\sum_t y_{it})/T = (\sum_t \mathbf{x}'_{it})/T \boldsymbol{\beta} + (\sum_t \varepsilon_{it})/T$$

Como facilmente se constata, são esses os estimadores obtidos quando se convertem dados em painel em meros dados em corte (*cross-section*) tomando-se médias de todo o período analisado, prática seguida por Kormendi-Meguire, Barro e Easterly e Rebelo. Ocorre que esse estimador é, tal qual o *random*, **inconsistente** caso haja mesmo efeitos fixos (Cameron e Trivedi, 2005, p. 699). Os mesmos autores enfatizam que o viés de variável omitida decorrente de regredir o modelo acima por mco “(...) poderia em princípio ser corrigido pela adoção de uma abordagem com variáveis instrumentais usando simples dados em corte, mas na prática pode ser difícil encontrar um instrumento válido” (Cameron e Trivedi, 2005, p. 698, tradução nossa)⁴³.

⁴³ [...] that could in principle be corrected by instrumental variables methods using only a single cross-section, but in practice can be difficult to obtain a valid instrument

Segundo Gelman e Hill (2007); Hsiao (2003); Skrondal e Rabe-Hesketh (2004), apud Bartels (2007, p. 7), “[...] a modelagem *random* trata o efeito não-observado como normalmente distribuído, com média zero e variância estimável”⁴⁴, o que permite que os efeitos das variáveis explicativas incluídas constituam “[...] uma média ponderada dos efeitos *within* e *between* nos dados” (Bartels, 2007, p. 8).⁴⁵

Formalmente (Cameron e Trivedi, 2005, p. 705), o estimador *random* resulta da regressão do modelo:

$$y_{it} - \lambda(\Sigma_t y_{it})/T = \{[\mathbf{x}_{it} - \lambda(\Sigma_t \mathbf{x}_{it})]'/T\} \boldsymbol{\beta} + v_{it} - \lambda(\Sigma_t v_{it})/T$$

em que todas as variáveis são como já definidas, v_{it} é o novo termo de erro, dado pela soma do erro idiossincrático ε_{it} e da heterogeneidade c_i e

λ é um estimador consistente de $\mu = 1 - \sigma_\varepsilon^2 / [(\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_c^2)]^{0.5}$, onde σ^2 indica variância.

A própria definição do estimador demonstra a necessidade de homoscedasticidade dos erros idiossincráticos, isto é, que $\sigma_{\varepsilon i}^2$ possa ser tratada como σ_ε^2 .

Como se vê, na ausência de heterogeneidade ($\sigma_c^2 = 0$), o estimador se reduz a mero *pooled ols*, enquanto que $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ cumulado com $\sigma_c^2 \neq 0$ levam à formulação *within*.

Naturalmente, as variâncias acima são desconhecidas, o que requer sejam elas estimadas, para o que várias soluções têm sido propostas. O sistema *R*: usado no presente trabalho comporta cinco métodos de estimação: Swar, Nerlove, Kinla, Walhus e Amemiya, todas testadas.

Em suma, e consoante Wooldridge (2010 p. 292/293), a modelagem *random* presume, ademais da ausência de correlação entre a heterogeneidade não-observada e os

⁴⁴ [...] a random effects, or random intercept, approach treats uoj as distributed normally with mean zero and an estimable variance.

⁴⁵ [...] a weighted average of the within and between-cluster variation in the data (e.g., Gelman and Hill 2007; Hsiao 2003; Skrondal and Rabe-Hesketh 2004)

regressores, que os erros idiossincráticos tenham variância constante e não sejam serialmente correlacionados, sob tal premissa, explora a correlação serial entre os erros compostos para produzir estimadores por mínimos quadrados generalizados factíveis (*feasible generalized least squares*) que, além de consistentes, são eficientes na classe desses estimadores consistentes incluindo os por mco agrupados (Wooldridge, 2010, p. 295).

Em outras palavras, se todas as premissas da modelagem *random* valerem, especialmente, a homoscedasticidade e a ausência de correlação serial dos erros idiossincráticos, os estimadores por ela obtidos são os melhores estimadores possíveis. O mesmo autor enfatiza, no entanto, que essas duas premissas adicionais não são necessárias para a consistência dos estimadores obtidos por *random effects* (Wooldridge, 2010, p. 295).

Por outro lado, e consoante Wooldridge (2010, p. 299/300) visto que os erros idiossincráticos são não serialmente correlacionados por premissa, a constatação de ausência de correlação serial nos erros compostos equivale a $\sigma^2_c = 0$, que é a hipótese nula do teste de Breusch e Pagan (1980).

Assim, exclusivamente quanto à consistência de cada estimador, a situação pode ser sumarizada no quadro abaixo, extraído de Cameron e Trivedi (2005, p. 699)

ESTIMADOR	MODELO ASSUMIDO		
	POOLED	RANDOM EFFECTS	FIXED EFFECTS
POOLED OLS	CONSISTENTE	CONSISTENTE	INCONSISTENTE
BETWEEN	CONSISTENTE	CONSISTENTE	INCONSISTENTE
WITHIN	CONSISTENTE	CONSISTENTE	CONSISTENTE
FD	CONSISTENTE	CONSISTENTE	CONSISTENTE
RANDOM	CONSISTENTE	CONSISTENTE	INCONSISTENTE

Os mesmos autores também esclarecem que na presença de heterogeneidade, embora os estimadores por mco agrupados sejam consistentes desde

que a heterogeneidade não esteja correlacionada com os regressores, eles são ineficientes, dado que os erros compostos tendem a ser, quase com certeza, autocorrelacionados (Cameron e Trivedi, 2005, p. 700/701). O contrário, porém, se passa se na verdade o modelo não contém efeitos não-observados, isto é, nesse caso é o estimador por mco agrupados que é eficiente (Wooldridge, 2010, p. 299).

Assim, devem ser rejeitadas as opções *pooled ols*, *between e random* caso os efeitos não-observados estejam mesmo correlacionados com os regressores.

Desse modo, uma primeira verificação a fazer quando identificada a heterogeneidade entre unidades de análise é se há ou não correlação entre as variáveis explicativas e a heterogeneidade não-observada. Isso é quase sempre feito pelo teste de Hausman, que parte da premissa de que

sob a especificação random βGLS é o estimador assintoticamente eficiente enquanto o estimador de efeitos fixos continua sendo não-viesado e consistente mas não é eficiente. [...] portanto, um teste natural da hipótese nula de independência dos efeitos não-observados é considerar a diferença entre os dois estimadores. Se não houver erro de especificação, essa diferença deve estar próxima de zero. (Hausman, 1978, p. 1263, tradução nossa)

Ele então desenvolve uma estatística de teste baseada nessa diferença:

$$H = [\beta_{RE} - \beta_W]' \{Var [\beta_{RE} - \beta_W]\}^{-1} [\beta_{RE} - \beta_W]$$

Em que $[\beta_{RE} - \beta_W]$ é o vetor das diferenças de estimativas obtidas por *random effects* e por *fixed (within)* e Var indica a estimada matriz de variância dessa diferença.

De acordo com Cameron e Trivedi (2005, p. 718), essa estatística segue uma distribuição χ^2 , de modo que

um valor grande para a estatística de teste leva à rejeição da hipótese nula de que os efeitos específicos de cada entidade são não

correlacionados com os regressores e à conclusão de que efeitos fixos estão presentes (Cameron e Trivedi (2005, p. 717, tradução nossa)⁴⁶.

Destarte, a única alternativa real à modelagem *within*, no sentido de ainda produzir estimadores consistentes, é a modelagem por primeiras diferenças (*first-differences estimator, fd*). Nela os dados são transformados para passar a refletir a diferença entre as observações no tempo. Formalmente (Wooldridge, 2010, p. 316), estima-se o modelo:

$$y_{it} - y_{it-1} = [\mathbf{x}'_{it} - \mathbf{x}'_{it-1}]\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$$

Ela também elimina o efeito observado, já que, por definição $c_{it} = c_{it-1}$. Segundo Cameron e Trivedi (2005, p. 704-705,):

como o estimador *within*, esse estimador também produz estimativas consistentes de $\boldsymbol{\beta}$ no modelo de efeitos fixos, apesar de os coeficientes de variáveis fixas no tempo não serem identificados. O estimador de primeiras diferenças é menos eficiente do que o *within* no caso de $T > 2$ se ε_{it} é iid.⁴⁷

Em consequência, torna-se crucial, após constatar a correlação dos efeitos não-observados com os regressores, testar se os erros idiossincráticos são mesmo independente e identicamente distribuídos, o que equivale a afastar a correlação entre ε_{it} e ε_{jt} (correlação contemporânea ou cross-sectional) e entre ε_{it} e ε_{it-1} (correlação serial). Ausentes ambas, deve prevalecer o *within*, mas a recíproca não é necessariamente verdadeira, como aponta Wooldridge (2010, p. 321).

A existência de correlação contemporânea pode ser checada por meio do teste de multiplicadores de Lagrange devido a Breusch e Pagan e daquele devido a Pesaran. Ambos adotam como hipótese nula a inexistência de correlação contemporânea (Torres-Reyna(b), p. 20).

⁴⁶ A large value of the Hausman test statistics leads to rejection of the null hypothesis that the individual-specific effects are uncorrelated with the regressors and to the conclusion that fixed effects are present.

⁴⁷ Like the within estimator, this estimator yields consistent estimates of $\boldsymbol{\beta}$ in the fixed effects model, though the coefficients of time-invariant regressors are not identified. The first-differences estimator is less efficient than the within estimator for $T > 2$ if ε_{it} is iid

A correlação serial, por sua vez, pode ser verificada por meio do teste devido a Breusch-Godfrey e Wooldridge. Nele, também se assume como hipótese nula sua inexistência.

A rejeição de ambas as hipóteses nulas de que não há nem correlação serial nem correlação contemporânea impede que se adotem os erros-padrão usuais e requer a adoção de matriz de variância-covariância robusta. A exata natureza desta, no entanto, ainda exige a apuração da existência de heteroscedasticidade nos erros idiossincráticos, o que se pode fazer por meio do teste de Bresch-Pagan (bp test) também disponível no sistema R: Neles (apud Torres-Reyna(b), p. 23) a hipótese nula é a homoscedasticidade.

Consoante Cameron e Trivedi (2005, p. 707), a ocorrência simultânea de correlação serial e heteroscedasticidade requer o uso do estimador proposto por Arellano (1987) (*Sandwich estimator*).

Cabe, por fim, mencionar os chamados *time-fixed effects*, que captam a possibilidade de ocorrência, de tempos em tempos, de choques que afetam igualmente os países em dados que já contêm os efeitos *within*. Em outras palavras, há efeitos específicos dos países, que devem ser considerados, mas, dentro do período analisado, há **também** anos específicos em que, de forma igual, todos os países foram afetados por alguma causa externa. A modelagem *time-fixed*, pois, extrai dos coeficientes ambos os efeitos, mantendo neles apenas os efeitos *within* por meio da adoção de *dummies* tanto para os países quanto para os anos (Torres-Reyna(b), p. 12). Em verdade, o que essa modelagem permite, segundo Wooldridge (2010, p. 302) é captar a **diferença** no efeito não-observado entre anos da amostra, que pode, assim, ser atribuída a outro efeito não-observado, este específico para aquele ano, mas invariante entre as unidades de análise.

Para essa última verificação, o pFtest, disponível no sistema R, adota como hipótese nula (Torres-Reyna (b), p 18), que todas as *dummies* incluídas para cada ano da amostra são conjuntamente zero, ou seja, de que não há efeitos atribuíveis a nenhum ano específico e se pode usar o *fixed effects*.

ANÁLISE DOS DADOS E PRINCIPAIS RESULTADOS

De Summers; Heston e Aten (2012) (doravante PWT 7.1) foram extraídos os dados de pib per capita por paridade de poder de compra com o dólar americano a preços constantes de 2005 (rgdpl) e das participações percentuais no PIB das despesas de consumo do governo (kg); do consumo pessoal (kc) e do investimento total (ki) além do grau de abertura da economia (openk) para 156 países no período compreendido entre 1970 e 2010. Vale ressaltar, mesmo com o risco de redundância, que as quatro variáveis não somam 1 dado que o grau de abertura corresponde à relação entre a **soma** das exportações com as importações e o PIB.

A lista completa dos países compõe o Quadro 1.

Como esclarecem os autores (*Description of PWT 7.0 and 7.1 (July, 2012)*, p. 2)), a partir da versão 7.0 de seu trabalho a variável kc inclui não apenas as despesas efetivamente realizadas pelas famílias (*household consumption*) mas também aquelas providas gratuitamente pelos governos relativamente a saúde e educação, segundo o conceito de consumo individual real (*actual individual consumption*).

O período abrangido em PWT 7.1 é 1950 a 2010, mas os dados não estão disponíveis para todos os 189 países nele incluídos desde o ano inicial. Para manter balanceado o painel, optou-se por iniciar a análise pelo ano de 1970, a partir do qual poucos países importantes ficam de fora. Dentre eles, todos os resultantes da dissolução da antiga URSS e seu bloco no leste europeu, incluindo a própria Rússia, cujos dados apenas se iniciam em 1990. O mesmo se dá com relação aos demais países resultantes da desintegração de outros, em especial, Iugoslávia e Checoslováquia. Países que mantiveram sua integridade, porém, constam da amostra: Polônia, Bulgária, Romênia e Hungria.

Outra observação importante sobre os dados diz respeito à China. “Por causa de sua população e um certo grau de incerteza a respeito da taxa de crescimento do PIB e de seu real tamanho [...] no final, a PPP dos dados básicos de consumo das

famílias foi ajustada em 20% para cima” (*Description of PWT 7.0 and 7.1 (July, 2012)*, p. 3)”⁴⁸.

Não houve, porém, grandes diferenças qualitativas quando usados os dados sem revisão, como pode ser confirmado no apêndice A.

Como já notado, o professor Barro atribui às despesas governamentais com educação e defesa (variáveis g^e/y e g^d/y , respectivamente, em seus trabalhos) uma natureza mais próxima ao investimento do que ao consumo e por isso exclui tais despesas tanto de kg como de kc , segregando-as em seu trabalho de fevereiro de 1989 (Barro, 1989a). Todavia, os resultados obtidos com a variável g^d/y , quando confrontados com aqueles alcançados para o investimento governamental (g^i), não confirmaram a premissa inicial, de sorte que no presente trabalho não se julgou necessário buscar essa separação.

A partir dos dados obtidos, foi calculada a variável de interesse: taxa de crescimento (%) do pib per capita (γ_{it}), mediante a relação $\{[rgdpl_t/rgdpl_{t-1}]-1\}.100$; em que t varia de 1971 a 2010. Desse modo, tem-se um arquivo em painel com $156 \times 40 = 6240$ observações relativo ao período 1971-2010.

Na literatura (p. ex. Cameron e Trivedi, 2005, p. 697) é comum denominar-se de pequeno painel (*short panel*) aquele em que o número de unidades de análise (*cross section*) supera em muito o número de anos, o que tem implicações relativamente às correções necessárias nos estimadores de erros-padrão. Por exemplo, a presença de correlação contemporânea é mais importante em “painéis grandes”, significando muitos anos para relativamente poucas unidades de análise.⁴⁹

As variáveis kc , ki e $openk$ são usadas como variáveis de controle, de modo que a estimação pretendida é da taxa de crescimento do PIB per capita (γ_t) contra o “tamanho do governo”, medido este pela participação percentual no PIB de suas despesas em consumo (variável kg), controlada por aquelas três variáveis e admitida a possibilidade de ocorrência de heterogeneidade não-observada entre os países (c_i).

⁴⁸ *Because of China's population and a degree of uncertainty about the rate of growth of GDP of China and its actual economic size [...] In the end, the PPPs of the basic headings of consumption for household consumption were adjusted upward by 20%.*

⁴⁹ Também se encontram as expressões *micro panels* e *macro panels* (v. g. Torres-Reyna), que parecem, no entanto, mais confundir do que esclarecer.

Destarte, o modelo estimado é:

$$\gamma_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln kg_{it} + \beta_2 \ln kc_{it} + \beta_3 \ln k_{it} + \beta_4 \ln openk_{it} + c_i + u_{it},$$

de modo que cada coeficiente individual indica de quantos pontos percentuais varia γ_{it} para uma variação proporcional na variável de interesse.

Tais controles se mostram necessários dada a provável correlação (negativa) entre kg e ki e entre (menos provável) kg e kc . Por outro lado, os estudos de Feder (1982) sugerem um papel relevante para $openk$.

Dados os resultados encontrados por Easterly e Rebelo (1993) – correlação entre o superávit governamental e a taxa de crescimento – e por Kneller; Bleaney e Gemmell (1999), quanto à importância do viés por variável omitida, no presente trabalho se supõe inexistência de correlação sistemática entre aumentos dos gastos totais e redução do superávit governamental, a qual não pode ser testada por não ser uma das variáveis de $pwt7.1$. Obviamente, isso não implica que déficits não possam ser utilizados eventualmente, apenas que não o são sistematicamente.

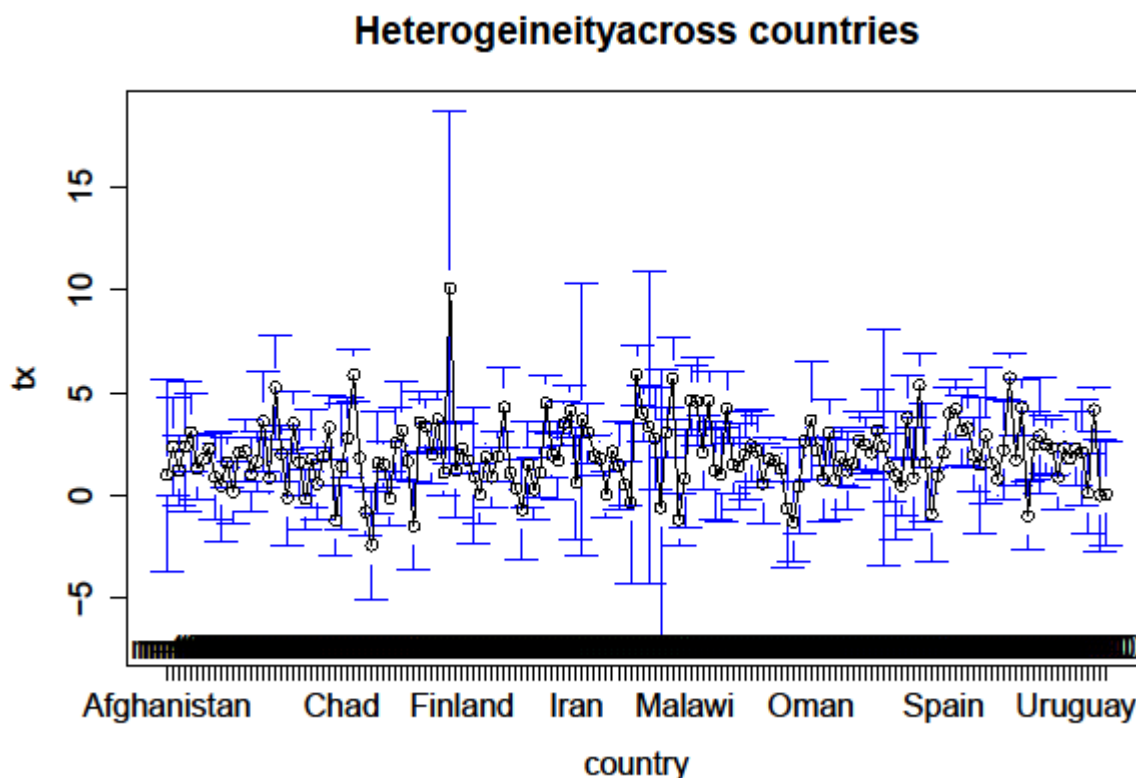
Todo o trabalho foi realizado com a utilização do sistema computacional *R*., que é disponibilizado gratuitamente na rede mundial de computadores (*Rproject.org* – *R Foundation for Statistical Computing Platform*) e cujo módulo “*plm*” contém diversas ferramentas muito úteis para lidar com dados em painel.

Como previamente indicado, o uso de dados em painel deve sempre ser iniciado pela checagem da existência dessa heterogeneidade, a qual, consoante Wooldridge (2010, p 291), torna inapropriado o emprego de meros mínimos quadrados agrupados se ela estiver correlacionada aos regressores.

A literatura tem enfatizado duas variáveis importantes para a determinação da taxa de crescimento do PIB per capita real: o seu próprio nível inicial e o nível inicial de capital humano. Com efeito, desde, ao menos, Barro (1989a) tem sido demonstrado que o nível inicial de renda per capita (*proxy* para o nível do capital físico inicial) guarda negativa correlação com a taxa de crescimento, desde que adequadamente se controle por capital humano inicial. Tais resultados têm sido com frequência confirmados, como, por exemplo, em Easterly e Rebelo (1993), muito embora sempre se possa questionar as *proxies* empregadas, especialmente para o capital humano.

De todo modo, sejam quais forem as *proxies* usadas, parece bastante razoável supor que ambas mantenham relação com as variáveis aqui explicitamente incluídas ainda mais levando-se em conta o período analisado. Concretamente, parece plausível que um baixo nível inicial de renda esteja positivamente correlacionado aos gastos públicos em consumo, como medida compensatória *a la Keynes*, e que baixos níveis de capital humano também guardem relação próxima com baixos gastos em educação pública, aqui incluídos em *kc*, especialmente quando também baixo seja o nível inicial de renda.

O gráfico a seguir, elaborado diretamente pelo sistema *R*:, já dá uma ideia da existência de heterogeneidade, se bem que a grande quantidade de países dificulte um tanto a sua visualização.



Ainda visando ter certeza da sua ocorrência, realizou-se uma regressão com variáveis *dummy* por país. Os coeficientes se mostraram relevantes a pelo menos 5% para a grande maioria dos 156 países integrantes da amostra (apêndice B).

Por fim, efetuou-se o teste de Multiplicadores de Lagrange de Breusch-Pagan ("*LM test*"), que fortemente rejeitou essa hipótese ($p\text{-valor} < 2,22e^{-16}$).

Confirmada, então, a existência da heterogeneidade, comparou-se, por meio do teste de Hausman, o modelo *within* de efeitos fixos com a modelagem de “efeitos aleatórios” para todas as cinco opções (swar, walhus, amemiya, nerlove e kinla) admitidas no sistema *R*:. Como já indicado, nesse teste “a hipótese nula indica a conveniência do método *random*” (Greene, 2008, cap. 9, apud Torres-Reyna(b), p. 16)⁵⁰, mas a rejeição dessa hipótese foi dramática: (valores p: $6,782e^{-10}$; $7,396e^{-10}$; $2,427e^{-7}$; $2,677e^{-6}$ e $2,228e^{-6}$, respectivamente).

Definido, então, que a metodologia adequada é a de *fixed effects*, uma série de testes se mostra necessária para adequadamente lidar com os dados. O primeiro aspecto a ser examinado é a eventual presença de correlação entre os resíduos ao longo das entidades, conhecida como correlação contemporânea ou *cross-sectional dependence*, que “pode levar à ocorrência de viés nos resultados dos testes” (Torres-Reyna, (a), p. 20)⁵¹.

Para checar sua presença, realizaram-se os testes de Breusch-Pagan e Pesaran disponíveis no sistema *R*: e cuja hipótese nula é a ausência de correlação contemporânea. Os resultados só permitiram rejeitá-la a 10%, pois para o segundo, o p-valor foi 0,08089. Ela foi claramente rejeitada apenas no primeiro (p-valor = $2.2e^{-16}$ para ambos).

O uso adequado dos *fixed-effects* requer, ainda, que não haja correlação serial, isto é, considerando a dimensão temporal dos dados. Caso exista, é necessário corrigir as estatísticas de teste, mediante o emprego de uma matriz de covariância robusta.

A sua presença foi checada por meio do teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge, em que a hipótese nula é de que não há correlação serial (Torres-Reyna(b), p. 21), mas ela também foi rejeitada (p-valor = $2.2e^{-16}$). Há, pois, correlação serial.

A par dessa detecção e a ela intimamente relacionada, no que tange à adequada matriz robusta a aplicar, é necessário verificar a existência de

⁵⁰ where the null hypothesis is that the preferred model is random effects vs. the alternative the fixed effects (see Green, 2008, chapter 9)

⁵¹ Cross-sectional dependence can lead to bias in tests results (also called contemporaneous correlation).

heteroscedasticidade, o que é feito pelo teste de Breusch-Pagan (bp-test, no sistema *R*:), a qual tampouco pôde ser rejeitada ($p\text{-valor}=2.2e^{-16}$).

A ocorrência simultânea de correlação serial e heteroscedasticidade levou à correção das estatísticas de teste pelo emprego dos estimadores consistentes devidos a Arellano consoante indicado em Torres-Reyna(b), p. 24.

Por fim, cabe checar a ocorrência de raiz unitária nos dados, o que se fez por meio do teste de Dickey-Fuller. Segundo Torres-Reyna(b), p. 22 ⁵²: “O teste de Dickey-Fuller checa a ocorrência de tendências estocásticas. A hipótese nula é de que a série possui raiz unitária (ou seja, é não-estacionária), o que exigiria tomar a primeira diferença das variáveis”.

No presente trabalho, ela foi claramente rejeitada ($p\text{-valor}=0,01$).

Realizados todos esses testes, pôde-se, enfim, rodar a regressão:

$$\gamma_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \ln kg_{it} + \beta_2 \ln kc_{it} + \beta_3 \ln ki_{it} + \beta_4 \ln openk_{it} + c_i + u_{it},$$

em que o subscrito no termo de intercepto indica sua especificidade para cada país considerado e cujos exatos valores encontram-se no apêndice B.

Os resultados encontrados foram:

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística t
lnkg	-2,35852	0,67154	-3,5121
lnkc	-2,27358	1,13931	-1,9956
lnki	1,84635	0,51188	3,607
lnopenk	0,72853	0,39686	1,8289

Como se vê, todas as variáveis se mostram relevantes a, pelo menos, 10% (lnopenk), o que, em certa medida, rejeita as preocupações com a pouca variabilidade

⁵² *The Dickey-Fuller test to check for stochastic trends. The null hypothesis is that the series has a unit root (i.e. non-stationary). If unit root is present you can take the first difference of the variable.*

no tempo das variáveis explicitamente consideradas expostas tanto em Wooldridge (2010) quanto em Bartels (2008) e Cameron e Trivedi (2005).

Já o nível das despesas governamentais de consumo revela-se fortemente relevante (0,1%) e claramente negativo, confirmando, mais uma vez, os resultados de Landau (1983), Grier e Tullock (1989), Barth e Bradley (1986) e Barro (1989a, 1989b), ainda que em alguns desses estudos a variável independente considerada tenha sido o crescimento das despesas governamentais.

A estimativa indica uma redução de nada menos do que 0,0236 ponto percentual na taxa de crescimento para cada aumento de um por cento na participação das despesas governamentais em consumo no PIB. De se destacar ainda o resultado encontrado para k_i , fortemente positivo e igualmente relevante a 0,1%, o que confirma as previsões gerais, valendo lembrar que ela inclui tanto os investimentos públicos como privados.

Já o resultado negativo encontrado para k_c (relevante a 5%) mostra-se, até certo ponto, surpreendente, dado que a maioria dos textos o faria supor positivo. Uma possível explicação, aplicável, em princípio, apenas à amostra aqui considerada, é que ampliações do consumo privado se dão, preponderantemente, às expensas das despesas em investimento (k_i).

A estatística F também apresenta um p-valor bastante baixo ($2,22e^{-16}$), o que fortemente rejeita a hipótese de que os coeficientes sejam conjuntamente nulos.

Adicionalmente, testou-se a prevalência da modelagem por *time-fixed effects*, na qual “acrescem-se *dummies* por ano, a partir do segundo ano, de modo a verificar se, ao lado da heterogeneidade *cross-sectional*, fatores específicos de algum(ns) ano(s) devam ser considerados, os quais são também acrescentados aos interceptos” (Wooldridge, 2010, p. 302).

O modelo estimado nessa hipótese é:

$$\gamma_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{g_{it}} + \beta_2 \ln k_{c_{it}} + \beta_3 \ln k_{i_{it}} + \beta_4 \ln \text{open}_{it} + c_i + u_{it} + \theta_t d_{t+1}$$
, em que d é uma variável binária para cada ano considerado a partir do segundo.

Para definir qual dos dois é o mais adequado, procedeu-se aos testes de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Pagan [(*Lagrange Multiplier test (breusch-*

Pagan,)] e o teste F, indicados também em Torres-Reyna(b) (p. 18) e disponíveis no sistema *R*:. Ambos apontaram a presença de tais efeitos ($p\text{-valor} < 2,2e^{-16}$ em ambos).

Regredindo-se nessa modelagem, com erros-padrão robustos a heteroscedasticidade e auto-correlação, os anos relevantes a 0,1% são:

ANO	ESTIMATIVA	ERRO-PADRÃO	ESTATÍSTICA T
1975	-2,62152	0.763595	-3,4331
1980	-3.418038	0.765049	-4,4677
1982	-3.185315	0.765366	-4,1618
1983	-2.94371	0.764891	-3,8485
1991	-3.082602	0.765496	-4,0269
2009	-4.708268	0.777588	-6,055

Os valores indicados correspondem a diferenças nos interceptos (já específicos para cada país) devidas a aspectos específicos daquele ano. Tais diferenças são obtidas sob a premissa de que todos foram afetados por aqueles aspectos temporários.

Como se pode conferir, trata-se justamente de anos em que se presenciaram fatos internacionalmente marcantes – choques do petróleo e recessões mundiais.

As estimativas passam a ser:

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística t
Lnkg	-1,942078	0,655257	-2,9638
Lnkc	-2,03352	1,07221	-1,8966
Lnki	1,917003	0,530837	3,6113
Inopenk	0,648858	0,50109	1,2949

Os resultados mostram uma menor suscetibilidade a variações no consumo governamental se bem que o sinal permanece negativo. Também se verifica uma redução na significância do coeficiente, que passa a 1%. Nas variáveis de controle, verifica-se redução tanto no valor quanto na significância de k_c (que cai para apenas 10%). Ademais, $open_k$ passa a não mais ser relevante nem mesmo a 10%.

Ao lado da modelagem *within* aqui adotada, a presença de efeitos fixos pode ainda ser modelada pela metodologia de primeiras diferenças (*fd*). Os resultados, porém, mostraram-se inverossimilmente altos, como se pode constatar no apêndice C.

CONCLUSÃO

Os resultados confirmam, de forma bastante enfática, a influência **negativa** do **nível** das despesas governamentais que não influenciam a produtividade do setor privado sobre a taxa de crescimento do produto per capita, tomadas aquelas como instrumento de variações na tributação distorciva.

Por fim, dada a prevalência do modelo de efeitos fixos, é importante destacar as limitações das conclusões que se pode extrair do estudo. Em primeiro lugar, e diferentemente de trabalhos anteriores, ele não se presta a confirmar outras hipóteses, a exemplo da convergência sugerida pelo modelo neoclássico, ou da influência de variáveis institucionais outras que não as despesas governamentais de consumo, porque isso requereria a inclusão explícita de variável(is) fixa(s) no tempo, tais como o nível de renda per capita (ou de capital humano) no ano inicial. Como já enfatizado, isso é impossível na modelagem *fixed* (Wooldridge, 2010, p. 302) em que tais efeitos são todos reunidos no intercepto específico de cada país.

Ademais, como ressaltado por Cameron e Trivedi (2005, p. 717), qualquer inferência dele extraída apenas é válida para os países nele explicitamente considerados.

E, por fim, a hipótese central aqui, mantendo-se aquela estabelecida pelo professor Barro em seu modelo original (Barro, 1988), é de que aumentos nos gastos totais do governo são financiados por aumentos na tributação. A pesquisa serve, assim, para confirmar que, ao menos no grupo específico de países nela incluída, esse financiamento tem sido feito preferencialmente por tributação distorciva do investimento privado, de modo semelhante aos resultados encontrados em Barro (1989a e 1989b).

Essa conclusão depende crucialmente de que não haja correlação entre tais aumentos de gastos e déficits orçamentários, cuja modelagem rigorosa pode ampliar a compreensão do problema, mas que não parece ter sido ainda realizada.

RELAÇÃO DE PAÍSES INCLUÍDOS NA AMOSTRA

Afeganistão	Costa do Marfim	Japão
Albania	Cuba	Jordânia
Argélia	Chipre	Quênia
Angola	Dinamarca	República do Kiribati
Antigua e Barbuda	República do Jibuti	República da Coreia
Argentina	Dominica	Laos
Austrália	República Dominicana	Líbano
Áustria	Equador	Lesoto
Bahamas	Egito	Libéria
Bahrein	El Salvador	Luxemburgo
Bangladesh	Guiné Equatorial	Macau
Barbados	Etiópia	Madagascar
Bélgica	Finlândia	República do Malawi
Belize	França	Malásia
Benin	Gabão	República das Maldivas
Bermuda	Gâmbia	Mali
Butão	Alemanha	Malta
Bolívia	Gana	Ilhas Marshall
Botswana	Grécia	Mauritânia
Brasil	Granada	Ilas Maurício
Brunei	Guatemala	México

Bulgária	Guiné	Micronésia
Burkina Faso	Guiné-Bissau	Mongólia
Burundi	Guiana	Marrocos
Camboja	Haiti	Moçambique
Camarões	Honduras	Namíbia
Canadá	Hong Kong	Nepal
Cabo Verde	Hungria	Holanda
República Centro Africana	Islândia	Nova Zelândia
Chade	Índia	Níger
Chile	Indonésia	Nigéria
China	Iran	Noruega
Colombia	Iraque	Omã
Ilhas Comoro	Irlanda	Paquistão
República Democrática do Congo	Israel	República de Palau
República do Congo	Itália	Panamá
Costa Rica	Jamaica	Uruguai
Papua Nova Guiné	São Cristóvão e Nevis	República de Vanuatu
Paraguai	Santa Lúcia	Venezuela
Peru	São Vicente e Granadinas	Vietnam
Filipinas	Sudão	Zambia
Polônia	Suriname	República do Zimbabwe

Portugal	Suazilândia	
Porto Rico	Suécia	
Romênia	Suíça	
Ruanda	Síria	
Samoa	Taiwan	
São Tomé e Príncipe	Tanzânia	
Senegal	Tailândia	
IlhasSeycehelle	Togo	
SeeraLeoa	Tonga	
Cingapura	Trinidad & Tobago	
IlhasSalomão	Tunísia	
Somália	Turquia	
África do Sul	Uganda	
Espanha	Reino Unido	
Sri Lanka	Estados Unidos	

APÊNDICE A

Resultados (Within) utilizando a versão não ajustada da China

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística t
lnkg	-2,3562	0,35024	-6,7273
lnkc	-2,26814	0,59505	-3,8117
lnki	1,85472	0,26122	7,1003
lnopenk	0,69796	0,26061	2,6782

APÊNDICE B

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
lnkc	-2.2736	0.5948	-3.823	0.000133	***
lnkg	-2.3585	0.3501	-6.737	1.76e-11	***
lnki	1.8463	0.2611	7.072	1.70e-12	***
lnop	0.7258	0.2605	2.786	0.005345	**
Afghanistan	7.7822	3.1014	2.509	0.012124	*
Albania	7.9235	3.0588	2.590	0.009611	**
Algeria	5.6917	2.8629	1.988	0.046849	*
Angola	8.8384	2.7672	3.194	0.001410	**
Antigua and Barbuda	11.6688	2.9674	3.932	8.51e-05	***
Argentina	7.4807	2.9957	2.497	0.012546	*
Australia	7.5843	2.9867	2.539	0.011131	*
Austria	7.5732	3.0547	2.479	0.013194	*
Bahamas	6.8045	2.9685	2.292	0.021926	*
Bahrain	1.7084	2.9551	0.578	0.563216	.
Bangladesh	7.2719	3.0838	2.358	0.018399	*
Barbados	5.9643	3.1146	1.915	0.055545	.
Belgium	6.6959	3.0852	2.170	0.030019	*
Belize	9.0989	3.1624	2.877	0.004026	**
Benin	8.0087	3.1030	2.581	0.009877	**
Bermuda	8.5394	3.0439	2.805	0.005042	**
Bhutan	10.6344	3.0754	3.458	0.000548	***
Bolivia	8.4737	3.0583	2.771	0.005610	**
Botswana	8.5927	2.8947	2.968	0.003005	**
Brazil	9.3566	2.9763	3.144	0.001677	**
Brunei	5.1055	2.4650	2.071	0.038382	*
Bulgaria	9.4682	3.1055	3.049	0.002307	**
Burkina Faso	9.6251	3.1345	3.071	0.002145	**
Burundi	9.3003	3.0537	3.046	0.002332	**
Cambodia	9.4175	3.0731	3.065	0.002190	**
Cameroon	7.2212	3.0348	2.379	0.017368	*
Canada	7.6581	3.0296	2.528	0.011503	*
Cape Verde	8.8724	3.1841	2.786	0.005346	**
Central African Republic	7.8086	3.0301	2.577	0.009989	**
Chad	11.4118	2.7665	4.125	3.76e-05	***
Chile	8.0090	2.9998	2.670	0.007609	**
China Version 2	12.4493	2.8601	4.353	1.37e-05	***
Colombia	7.3678	3.0414	2.423	0.015442	*
Comoros	8.0211	3.0677	2.615	0.008952	**
Congo, Dem. Rep.	2.9566	3.0016	0.985	0.324652	.
Congo, Republic of	5.7640	2.8498	2.023	0.043157	*
Costa Rica	9.4092	3.0711	3.064	0.002195	**
Cote d'Ivoire	7.2345	3.0192	2.396	0.016597	*
Cuba	14.6984	2.9725	4.945	7.82e-07	***
Cyprus	8.3120	3.0876	2.692	0.007120	**
Denmark	7.2413	3.0255	2.393	0.016723	*
Djibouti	7.9580	3.1929	2.492	0.012714	*
Dominica	11.4595	3.1540	3.633	0.000282	***
Dominican Republic	9.5622	3.1283	3.057	0.002248	**
Ecuador	7.3224	3.0538	2.398	0.016523	*
Egypt	11.3601	3.1647	3.590	0.000334	***
El Salvador	9.3567	3.1188	3.000	0.002710	**
Equatorial Guinea	17.1628	2.5280	6.789	1.24e-11	***
Ethiopia	8.8993	3.1009	2.870	0.004120	**
Finland	7.5515	3.0211	2.500	0.012461	*
France	7.8797	3.0266	2.603	0.009251	**
Gabon	4.0638	2.8372	1.432	0.152095	.
Gambia, The	9.8558	3.0943	3.185	0.001454	**
Germany	7.5265	3.0280	2.486	0.012960	*
Ghana	7.3823	3.1235	2.363	0.018136	*
Greece	8.2347	3.0477	2.702	0.006914	**
Grenada	11.0953	3.1669	3.504	0.000462	***
Guatemala	8.3094	3.0924	2.687	0.007229	**
Guinea	6.7362	3.0794	2.188	0.028743	*

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
Guinea-Bissau	6.5121	3.0508	2.135	0.032834	*
Guyana	8.6011	3.0887	2.785	0.005374	**
Haiti	9.6985	3.0852	3.144	0.001677	**
Honduras	8.2338	3.1245	2.635	0.008429	**
Hong Kong	6.4305	3.0939	2.078	0.037709	*
Hungary	8.3120	3.0537	2.722	0.006508	**
Iceland	6.8543	3.0594	2.240	0.025100	*
India	11.1654	2.9792	3.748	0.000180	***
Indonesia	9.7443	2.9795	3.270	0.001080	**
Iran	5.8687	2.8565	2.055	0.039969	*
Iraq	9.2762	2.7466	3.377	0.000737	***
Ireland	7.6389	3.0377	2.515	0.011940	*
Israel	8.9277	3.0606	2.917	0.003547	**
Italy	7.1833	3.0161	2.382	0.017266	*
Jamaica	6.8797	3.1024	2.218	0.026625	*
Japan	7.3120	2.9655	2.466	0.013702	*
Jordan	6.7761	3.3533	2.021	0.043353	*
Kenya	6.9129	3.0979	2.231	0.025688	*
Kiribati	8.0060	3.2421	2.469	0.013561	*
Korea, Republic of	10.4956	2.9961	3.503	0.000463	***
Laos	13.7633	3.0328	4.538	5.78e-06	***
Lebanon	8.5709	3.2289	2.654	0.007965	**
Lesotho	9.5041	3.5432	2.682	0.007330	**
Liberia	6.5211	3.1412	2.076	0.037938	*
Luxembourg	6.5531	3.0279	2.164	0.030484	*
Macao	9.2467	2.8620	3.231	0.001241	**
Madagascar	5.9291	3.1516	1.881	0.059978	.
Malawi	7.0578	3.0991	2.277	0.022799	*
Malaysia	7.5856	2.9781	2.547	0.010885	*
Maldives	10.0337	3.0305	3.311	0.000935	***
Mali	9.3905	3.1540	2.977	0.002919	**
Malta	9.0397	3.1527	2.867	0.004154	**
Marshall Islands	9.2453	3.2870	2.813	0.004928	**
Mauritania	8.5405	3.0595	2.791	0.005264	**
Mauritius	8.5635	3.1251	2.740	0.006157	**
Mexico	6.4326	3.0294	2.123	0.033763	*
Micronesia, Fed. Sts.	10.4967	3.2180	3.262	0.001113	**
Mongolia	8.1375	3.0861	2.637	0.008390	**
Morocco	6.6369	3.0687	2.163	0.030599	*
Mozambique	9.9679	3.2064	3.109	0.001887	**
Namibia	5.7820	3.1401	1.841	0.065621	.
Nepal	9.0212	3.0845	2.925	0.003461	**
Netherlands	7.7934	3.0418	2.562	0.010428	*
New Zealand	7.7829	3.0240	2.574	0.010085	*
Niger	7.1736	3.0394	2.360	0.018294	*
Nigeria	4.4390	3.0021	1.479	0.139297	.
Norway	7.0317	2.9387	2.393	0.016750	*
Oman	6.3889	2.7194	2.349	0.018836	*
Pakistan	9.8633	3.0717	3.211	0.001329	**
Palau	7.9930	3.0664	2.607	0.009166	**
Panama	9.6040	3.0510	3.148	0.001653	**
Papua New Guinea	8.7070	3.0041	2.898	0.003764	**
Paraguay	6.9424	3.1429	2.209	0.027218	*
Peru	6.8106	3.0393	2.241	0.025071	*
Philippines	6.4605	3.0873	2.093	0.036425	*
Poland	8.9150	3.0412	2.931	0.003387	**
Portugal	6.6798	3.0772	2.171	0.029990	*
Puerto Rico	7.7773	3.0233	2.572	0.010121	*
Romania	9.2475	2.9865	3.096	0.001968	**
Rwanda	13.7400	3.2066	4.285	1.86e-05	***
Samoa	9.7986	3.1936	3.068	0.002163	**
Sao Tome and Principe	8.4448	3.1672	2.666	0.007689	**
Senegal	7.3133	3.1395	2.329	0.019868	*
Seychelles	12.3467	2.9902	4.129	3.69e-05	***
Sierra Leone	10.0398	3.1491	3.188	0.001439	**
Singapore	8.2101	2.9581	2.775	0.005530	**
Solomon Islands	11.0440	3.1280	3.531	0.000418	***
Somalia	8.2413	2.9451	2.798	0.005153	**
South Africa	6.3969	3.0329	2.109	0.034973	*

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
Spain	7.4860	3.0075	2.489	0.012832	*
Sri Lanka	9.6569	3.1174	3.098	0.001959	**
St. Kitts & Nevis	10.0920	3.2325	3.122	0.001805	**
St. Lucia	8.5102	3.1029	2.743	0.006113	**
St.Vincent & Grenadines	10.4678	3.1653	3.307	0.000948	***
Sudan	13.7055	2.9341	4.671	3.06e-06	***
Suriname	7.3778	2.8633	2.577	0.009999	**
Swaziland	6.3311	3.0962	2.045	0.040922	*
Sweden	8.0692	3.0551	2.641	0.008281	**
Switzerland	4.7196	3.0085	1.569	0.116755	
Syria	9.0964	3.0740	2.959	0.003097	**
Taiwan	11.8044	3.0381	3.885	0.000103	***
Tanzania	10.0795	2.9742	3.389	0.000706	***
Thailand	8.5496	3.0779	2.778	0.005490	**
Togo	6.5354	3.1300	2.088	0.036838	*
Tonga	10.5456	3.3230	3.174	0.001514	**
Trinidad & Tobago	8.4802	2.9576	2.867	0.004155	**
Tunisia	5.5501	3.0331	1.830	0.067321	.
Turkey	8.3788	3.0319	2.764	0.005734	**
Uganda	10.4460	3.0802	3.391	0.000700	***
United Kingdom	9.2503	3.0350	3.048	0.002315	**
United States	8.8702	3.0034	2.953	0.003155	**
Uruguay	7.8264	3.0568	2.560	0.010481	*
Vanuatu	10.3039	3.0985	3.325	0.000888	***
Venezuela	4.1761	2.8782	1.451	0.146847	
Vietnam	11.4909	3.1083	3.697	0.000220	***
Zambia	8.9635	3.0164	2.972	0.002974	**
Zimbabwe	12.2752	2.9370	4.180	2.96e-05	***

signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1					

APÊNDICE C

Resultados pela metodologia Primeiras Diferenças

Variável	Estimativa	Erro-padrão	Estatística t
Intercepto	0,072304	0,113875	0,6349
lnkg	-9,823809	-0,896171	-10,962
lnkc	-12,939308	1,293697	-10,0018
lnki	2,955202	0,576559	5,1256
lnopenk	-5,199264	0,934753	-5,56222

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGELL, J.; LINDH, T.; OHLSSON, H. Growth and the public sector: a critical review essay . **European Journal of Political Economy**, v. 13, p. 33-52, 1997.

ARELLANO, M. Computing robust standard errors for within-groups estimators. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 49, nº 4, p. 431-434, 1987.

ASCHAUER, D. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, nº 23, p. 177-200

BALASSA, B. On exports and economic growth.: further evidence. **Journal of Development Economics**, v. 5, nº 2, pp. 181-189, jun 1978

BANKS, A.S. Cross-national time-series data archive. **Center for Social Analysis**, State University of New York at Binghamton, Sep 1979

BARRO, R.J. Government spending in a simple model of endogenous growth. **National Bureau of Economic Research (NBER)**, working paper no. 2588, May 1988.

_____ A cross-country study of growth, saving, and government. **National Bureau of Economic Research (NBER)**, working paper no. 2855, Feb 1989a.

_____ Economic Growth In A Cross Section Of Countries. **National Bureau of Economic Research (NBER)**, working paper no. 3120, Sep 1989b

_____ Government spending in a simple model of endogenous growth. **The Journal of Political Economy**, 1990, vol 98, nº 5, parte 2

BARTELS, B. L. Beyond “fixed versus random effects”: a framework for improving substantive and statistical analysis of panel, time-series cross-sectional, and multilevel data. **George Washington University**, 2008, disponível em home.gwu.edu

BREUSCH, T.; PAGAN, A. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The Review of Economic Studies**, v. 47, nº 1, p. 1073-1099

BRUNO, M. Estimation of Factor Contribution to Growth under structural disequilibrium. **International Economic Review**, Feb 1968

CAMERON, A.C; TRIVEDI, P. K. Microeconometrics: methods and applications. **Cambridge University Press, New York: 2005**

CASHIN, P. Government spending, taxes, and economic growth , **IMF Staff Papers**, v. 42, n. 2, pp. 23-269, 1995.

CASS, D. Optimal growth in an aggregative model of capital accumulation. **Review of Economic Studies**, 1965, nº 32, pp. 233-240

DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, n. 37, pp. 313-344, 1996.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R. W. Growth econometrics. **University of Wisconsin**, oct. 2004, disponível em www.irving.vassar.edu/faculty/pj

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, n. 32, pp. 417-458, october 1993.

FEDER, G. On exports and economic growth. **Journal of Development Economics**, v. 12, pp. 59-73, 1982

GREENE, W. H. Econometric analysis, 6 ed. Upper Saddle River, N.J. : **Prentice Hall**, 2008

GRIER, K. B.; TULLOCK, G. An empirical analysis of cross-national economic growth, 1950-1980. **Journal of Monetary Economics**, v. 24, pp. 259-276, 1989.

GUJARATI, D. Econometria Básica. **Pearson Education do Brasil, São Paulo: 2000.**

GUPTA, S.; CLEMENTS, B.; BALDACCI, E.; MULAS-GRANADOS, C. Expenditure composition, fiscal adjustment and growth in low-income countries. **IMF Working paper WP/02/77**, april 2002.

HAQUE, M. E.; KIM, D. H. Public investment in transportation and communication and growth: a dynamic panel approach. **Centre for Growth and Business Cycle Research, School of Economic Studies, University of Manchester, Manchester, UK**, 2003

HARBERGER, A.C.,. The measurement of waste. **American Economic Review** LIV, 58-76, 1964

HARBERGER, A. C. Taxation, resource allocation and welfare, in the role of direct and indirect taxes in the federal revenue system. **NBER and the Brookings Institution eds., Princeton Univ. Press, NJ. 1964b**

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, p. 1.251-1.271, 1978

HOECHLE, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. **The Stata Journal**, vol 7., nº 03, pp. 281-312, 2007

KEESING, D. B. Outward-looking policies and economic development. **Economic Journal**, v. 77, nº 353, Aug. 1979

KNELLER, R.; BLEANEY, M.F.; GEMMELL, N. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. **Journal of Public Economics**, v. 74, p. 171-190, 1999.

- KOCHERLAKOTA, N. R.; YI, K-M. A simple time series test of endogenous vs. exogenous growth models: an application to the United States. **The Review of Economics and Statistics** v. 78, n. 1, pp. 126 – 134, 1996.
- KOOPMANS, T.C. On the concept of optimal economic growth, in the econometric approach to development planning. North Holland, Amsterdam, 1965.
- KORMENDI, R. C.; MEGUIRE, P. G. Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence. **Journal of Monetary Economics**, n° 16, p. 141-163, 1985.
- KRAVIS, I. P.; SUMMERS, R; HESTON, A. International comparisons of real product and its composition 1950-1977. **Review of Income and Wealth**, 1979, pp. 19-66
- KUZNETS, S. Two centuries of economic growth: reflections on U. S. experience. **American Economic Review**, 1977, pp 1-4
- LANDAU, D. Government expenditure and economic growth: a cross-country study. **Southern Economic Journal**, vol. 49, n° 3, pp. 783-792, Jan 1983.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, 1988, n° 22(1): 3-42.
- MENDOZA, E.; MILESI-FERRETTI, G. M; ASEA, P. On the ineffectiveness of tax policy in altering long-run growth: harberger's superneutrality conjecture. **Journal of Public Economics**, n. 66, p. 99 – 126, 1997.
- MILLER, S. M.; RUSSEK, F. S. Fiscal structures and economic growth: international evidence. **Economic Inquiry**, v. XXXV, p. 603 – 613, 1997.
- PLUMPER, T.; TROEGER, V. E.. Efficient estimation of time-invariant and rarely changing variables in finite sample panel analyses with unit fixed effects. **Political Analysis**, n° 15, pp.124-139, 2007.
- RAM, R. Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data. **American Economic Review**, n° 76, p. 191-203, Mar 1986.
- RAMSEY, F. A mathematical theory of saving. **Economic Journal**, 1928, n° 38: 543-559
- REBELO, S. Long-run policy analysis and long-run growth. **Journal of Political Economy**, 1991, n° 99: 500-521
- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, vol. 94, n° 5, pp. 1002-1037, 1986.

RUBINSON, R. Dependency, government revenue, and economic growth, 1955-1970. **Studies in Comparative International Development**, v. 12, pp. 3-28, Summer 1977.

SUMMERS, R.; HESTON, A. Improved international comparisons of real product and its composition: 1950-80. **Review of Income and Wealth**, June 1984, 30, 207-262

SUMMERS, R; HESTON, A.; ATEN, B. Penn World Table Version 7.1. **Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania**, Nov 2012

TORRES-REYNA, O. (a) Panel data analysis fixed & random effects (using stata 10.x) (ver. 4.1). **Princeton University**, (?). Disponível em <http://dss.princeton.edu/training>

b) Getting started in fixed/random effects models using R. (ver. 0.1-Draft). **Princeton University**, (?). Disponível em <http://dss.princeton.edu/training>

WOOLDRIDGE, J.M. Econometric analysis of cross section and panel data. 2. ed. **Massachussetts Institute of Technology Press**, Cambridge, Massachussetts: 2010

Wu, X. Government expenditure and economic growth: evidence from china 1952-2000, disponível em www.cenet.org.cn